

기업 인수합병의 장기성과^{*}

강효석^{**} · 김성표^{***}

— 국문초록 —

본 연구는 2000년부터 2006년까지 유가증권시장과 코스닥시장에서 실시된 221건의 일반인수합병을 대상으로 인수합병 완료 후 2~3년간 인수기업의 주식성과와 영업성과를 실증분석 하였다. 합병 전 영업성과가 저조한 인수기업일수록 합병 후 장기초과영업성과는 벤치마크보다 우수하여 인수합병의 긍정적 효과를 확인할 수 있었다. 또한 사업다각화 여부와 피인수기업의 상대적 규모는 장기영업성과에 유의적인 영향을 미쳤다. 그러나 평균적으로 인수기업의 공시일 주가반응이 양(+)인데 반해 인수 후 장기주식성과는 비유의적인 음(-)이었다. 또한 장기주식성과는 다각화 여부, 소규모합병 여부, 피인수기업의 상장여부 등과는 비유의적이었지만 공시일 주가반응과는 유의적인 음(-)의 관계로 측정되어 장기주식수익률의 반전현상이 인수합병 시장에도 나타났다.

핵심단어 : 합병, 인수, 공시효과, 장기주식성과, 장기영업성과

JEL 분류기호 : G14, G34

I. 서론

기업이 인수합병을 추진하는 동기에 관해서는 그 동안 다양한 이론적 접근이 시도되었 다. 피인수기업의 자원을 보다 효율적으로 재편 활용함으로써 경제적 이득을 창출하려 한다는 시너지동기, 인수기업의 주주와 경영자 간 이해상충 때문이라는 대리인문제, 경영자의 자만심이 원인이라는 휴브리스(hubris) 가설, 피인수기업의 저평가에 기인한다는 정보비대칭 가설 등이 그것이다. 각 동기마다 인수기업 주주의 부에 미치는 영향은 상이한데, 시너지 동기는

* 본 논문은 첫 번째 저자의 연구년 기간에 삼성경제연구소 초빙연구위원 자격으로 수행한 것임.

** 교신저자, 한국외국어대학교 글로벌경영대학 경영학부(Tel : 02-2173-3080, E-mail : hskang@hufs.ac.kr)

*** 삼성경제연구소 수석연구원(Tel : 02-3780-8367, E-mail : sp.kim@samsung.com)

긍정적(+) 효과를, 그 밖의 동기는 영(0) 또는 부정적(-) 요인으로 작용할 것이다.

따라서 인수합병의 경제적 효과에 대한 평가는 실증적 근거에 의존하게 되는데, 이를 위해 선행연구들은 주로 인수합병 공시일 주변의 주가반응을 분석대상으로 삼아왔다. 인수합병의 단기성과에 대한 실증결과는 대체로 피인수기업의 주주가 양(+)의 초과수익을 얻는 반면 인수기업 주주에 미치는 영향은 인수방법, 결제수단, 피인수기업의 유형 등에 따라 다르다는 것이다. 그런데 인수합병의 공시효과를 근거로 실질적인 합병성과를 판단하기는 쉽지 않다. 인수합병 후 인수기업 주식이 장기적으로 음(-)의 초과수익률을 보인다는(Bradley et al., 1983; Agrawal et al., 1992; Shleifer and Vishny, 2003) 주장 뿐 아니라 인수기업 주식의 단기성과와 장기성과 간의 관계가 일관되지 않기 때문이다(Hazelkorn et al., 2004; Bouwman et al., 2007).

이에 따라 인수기업의 주가변동 대신 장기간의 영업실적을 토대로 인수합병의 실질적 효과를 분석하기도 한다. 외국의 선행연구에 의하면 합병 후 인수기업의 영업성과는 대체로 합병을 하지 않은 대응기업에 비해 유의적으로 증가하였으며(Healy et al., 1992; Parrino and Harris, 1999; Heron and Lie, 2002), 공시시점의 주가반응은 합병 후 장기경영성과를 효율적으로 반영하는 편이라고 하였다(Healy et al., 1992; Cornett and Tehranian, 1992). 한편 국내에서는 장기경영성과에 관한 선행연구가 많지 않을뿐더러 합병으로 인한 영업성과가 벤치마크의 성과보다 더 저조하다고 한다(송영균 · 주상룡, 1997; 신호영, 2000; 정재욱, 2007). 또한 강준구(1998)는 합병이 인수기업의 현금흐름창출에 기여하지 못하며 합병 후 영업성과가 공시시점의 주가반응과도 상충된다고 하였다. 이처럼 인수합병에 관한 실증연구결과가 일관되지 않은 것은 채택된 연구방법뿐 아니라 M&A 관련제도와 시장관행의 차이가 원인일 수 있다. 우리나라에서 인수합병제도가 글로벌 기준에 맞춰 정비된 것은 외환위기 이후인 2000년대이므로 이전의 선행연구결과를 최근의 사례에 적용하는 것은 적합하지 않을 수 있다.¹⁾

본 논문에서는 비교적 동질적인 시기로 판단되는 2000년부터 2006년까지 유가증권시장과 코스닥시장에서 완료된 인수합병을 연구대상으로 삼았으며, 합병 외에 영업양수와 주식

1) 김희석 · 조경식(2002)은 외환위기 이전에 비해 이후 기간에서 합병공시에 따른 주주 부는 더 증가함을 보이고 있고, 장봉규 · 정두식(2004)은 의무공개매수제도와 주식대량취득제한 조항의 폐지를 골자로 한 1998년 증권거래법 개정 전후 합병에 따른 공시효과를 분석한 결과 법 개정 이후에 유의적인 정(+)의 초과수익률을 보여 법 개정을 전후로 공시효과에 구조적인 변화가 있음을 실증적으로 보이고 있음. 또한 강효석 · 김성표(2009)에 의하면 M&A에 관한 국내 선행연구들은 주로 합병(merger)만을 대상으로 하여 표본구성이 제한적이고, 근본성격이 다른 우회상장을 표본에서 걸러내지 않았으며, 분석대상기간에 비해 표본 수가 작다는 점에서 개선의 여지가 있다고 하였음.

취득에 의한 인수합병을 연구표본에 포함시켜 충분한 표본 수 확보에 주력하였고, 표본의 동질성을 유지하기 위해 우회상장 사례를 표본에서 제외시켰다.²⁾ 이렇게 선정된 표본을 대상으로 인수합병 공시일 주변의 단기주식성과 뿐 아니라 인수합병 완료 후 3년 동안 인수기업의 장기 주가변동과 영업성과를 체계적으로 분석함으로써 우리나라에서 인수합병의 경제적 효과를 보다 정확히 검정하고자 하였다. 특히 장기주식성과에 관한 실증분석은 성과측정방법에 따라 결과가 다를 수 있기 때문에 본 연구에서는 여러 가지 방법으로 초과수익률을 측정하여 분석에 활용하였다. 그동안 인수합병의 단기성과와 장기성과를 종합적으로 분석한 연구는 국내에 많지 않기 때문에 여기서는 공시효과가 합병 후 장기성과에 대한 기대를 효율적으로 반영하는지에 대해도 살펴본다.

II. 선행연구

1. 인수기업의 장기주식성과

인수합병이 기업가치를 창출하는지의 여부는 합병완료 후 인수기업의 주가를 장기간에 걸쳐 분석함으로써 판단할 수 있다. Agrawal et al.(1992)는 합병후 5년간 인수기업 주가가 위험조정 후 10% 정도 하락했으며, 이는 합병당시 예상했던 효율성 향상에 대한 과잉기대가 조정되는 결과일 것으로 해석하였다. 물론 인수기업의 장기성과가 음(-)이 아니라는 연구결과도 있기는 하지만(Loderer and Martin, 1992) 최근에는 대체로 인수기업의 장기 저성과를 지지하는 추세이다. Bruner(2004)는 장기주식성과에 관한 16개 선행연구 중 11개 연구에서 인수기업 주주에게 유의적인 음(-)의 초과수익률을 확인하였다. 한편 Hazelkorn et al.(2004)은 단기성과가 좋은 인수기업이 장기성과도 우수하며, 장기성과가 극단적으로 높은 경우와 낮은 경우가 비슷한 정도로 많이 발생하기 때문에 장기성과분석에는 평균과 중앙값 외에 수익률분포에 대한 고려도 필요하다고 하였다.

장기성과에 영향을 미치는 요인으로는 M&A방법과 성공여부, 인수대금의 결제방법, 기업성장성, 주식시장 분위기 등에 관한 연구들이 있다. 예를 들어, Bradley et al.(1983)의

2) 합병은 둘 이상의 기업이 하나로 합쳐지는 것이고, 주식취득은 경영권 획득을 위해 상대회사의 지분을 최대한 매입하는 방법이며, 영업양수란 회사전체 또는 일부 영업재산을 종업원, 영업비밀 등 기능적 일체로 매입하는 것이다.

실패한 공개매수를 대상으로 한 연구에서 인수기업의 공시후 180일 간 초과수익률은 음(-)일 뿐 아니라, 당초 인수대상이던 기업이 나중에 다른 경쟁기업에 의해 인수된 경우에는 주가하락이 더욱 커졌다. Loughran and Vijh(1997)는 거래완료 후 5년 동안 합병기업 주주는 손해를 보지만(-14.2%) 공개매수의 주주는 큰 이익(61.3%)을 본다고 하였으며, Shleifer and Vishny(2003)는 인수대금을 현금결제 할 때보다 인수회사 주식으로 결제할 경우 인수기업의 장기주식성과가 더욱 저조한 것을 확인하고 이를 정보 불균형 가설로 설명하였다. Rau and Vermaelen(1998)은 인수기업 표본을 주식의 장부가와 시장가의 비율인 B/M이 높은 집단(가치주식)과 낮은 집단(성장주식)으로 분류한 다음 합병 후 3년간 초과수익률을 측정한 결과, 가치주식과 성장주식이 각각 11.7%와 -11.5%로 차이가 났다. 따라서 인수기업의 장기저성과 현상은 성장주식으로 분류된 기업이 인수 후에 처음 기대만큼 충분한 실적을 올리지 못하기 때문이라고 주장하였다. 또한 Bouwman et al.(2007)에 의하면 주식시장 호황기에 인수기업의 주식성과는 침체기 때에 비해서 공시효과는 더 나았지만 장기적으로는 오히려 더 저조했는데, 이는 경영자의 쿨링(managerial herding) 행태에 기인한다고 주장하였다.

국내에서 인수합병의 장기주식성과에 관한 연구로 오현탁(1994)은 1984~1988년 사이의 상장기업간 합병사례를 대상으로 합병 전·후 60개월 간 합병당사기업의 주가를 분석하였는데, 합병에 따른 합병기업의 수익률행태에 어떤 변화도 없다고 하여 우리나라에 합병의 중장기효과는 없다고 주장하였다. 그런데 표본기업의 수가 6개로 너무 작아 연구결과의 일반화에는 한계가 있다. 정형찬·박경희(1999)는 1980~1994년 사이에 발생한 120개 합병기업을 대상으로 합병완료일 후 3년간 장기주식성과를 분석한 결과 비유의적인 음(-)의 초과수익률을 얻었다. 또한 비상장 계열기업을 합병한 경우에 저성과현상이 더욱 뚜렷하다고 하였는데, 이는 과거 우리나라에서 계열기업간 합병은 가치창조보다는 부실계열사의 퇴출지연 수단으로 이용되었음을 시사한다. 그리고 서병덕·신달순(2003)은 Rau and Vermaelen(1998)에서처럼 합병기업의 규모와 B/M비율에 따라 벤치마크 포트폴리오를 구성하여 주식의 장기초과수익률을 측정하였다. 그 결과 성장주 기업이 가치주 기업보다, 현금보유가 많은 기업이 적은 기업보다, 계열합병이 비계열합병보다, 그리고 비관련합병이 관련합병보다 장기저성과 현상이 더 크게 나타났다.

2. 장기경영성과

인수합병에 따른 인수기업의 주가변동은 기본적으로 합병 후 예상되는 인수기업의

경영성과 개선여부를 반영할 것이다. 따라서 인수합병의 장기적 효과를 분석하기 위해서 주가변동 이외에 합병 이후 인수기업의 현금흐름이나 수익성 등 실질적 영업성과가 개선되었는지를 분석하기도 한다. Mueller(1980)는 1962~1972년 동안 미국과 서유럽 6개국의 M&A 사례의 수익성에 관한 제연구들을 분석 정리하였는데, 벤치마크집단의 성과로 조정한 인수기업의 수익률은 합병 전에 비해 합병 후가 더 낮았다. 또한 나라별로 약간씩의 차이는 있지만 합병 후 3~5년간 인수기업의 수익성 변화는 미미한 수준에 그친다고 주장하였다. Ghosh (2001)의 연구에서도 인수기업의 장기경영성과는 통제기업에 비해 유의적인 차이가 없었으며 다만 인수대금을 현금으로 결제한 경우에는 합병 후 현금흐름이 크게 증가했다고 하였다.

반면에 Healy et al.(1992)은 M&A가 장기경영성과에 긍정적으로 작용한다고 하였다. 이들의 연구에 의하면 1979~1984년 사이 미국의 50개 대규모 합병거래의 인수 전·후 각 5년간 영업성과를 분석한 결과, 인수기업의 합병 후 영업현금흐름수익률은 합병을 하지 않은 대응기업에 비해 증가했는데, 이것은 자산의 생산성 증가에 기인한다고 하였다. 또한 합병공시에 따른 주가상승은 합병 후 장기 영업성과와 유의적인 정(+)의 관계임을 근거로 주식시장에서 인수기업의 미래성과가 효율적으로 반영된다고 주장하였다. Cornett and Tehranian (1992)도 1982~1987년 사이에 있었던 30개 대형은행간 합병을 대상으로 합병 전·후 각 3년간 합병성과를 비교했다. 전체 표본의 78%에서 합병 후 산업조정 영업현금흐름수익률이 증가했으며, 합병 후 대출금과 예금의 증가, 종업원생산성 증가, 자산 증가를 그 원인으로 꼽았다. 또한 공시시점의 주식초과수익률과 합병 후 경영성과변수가 유의한 정(+)의 관계인 것은 합병 당시의 주가에 미래성과에 대한 기대가 미리 반영되기 때문이라고 하였다. Parrino and Harris(1999)에서는 합병 후 인수기업의 영업현금흐름수익률이 2.1% 증가했으며, 인수기업과 피인수기업의 사업부문이 적어도 하나 이상 겹치거나 상대방의 기술력을 목적으로 합병한 경우에 장기경영성과가 더 우수하다고 하였다. Heron and Lie(2002)에 의하면 인수기업의 영업성과는 인수합병 전뿐 아니라 인수 후에도 같은 업종의 비교기업의 영업성과보다 우수하며, 인수로 인한 영업성과의 개선정도는 인수기업의 M/B비율에 비례한다고 하였다.

국내에서 장기경영성과에 관한 연구결과는 많지 않은 편이다. 송영균·주상룡(1997)은 1981~1990년 사이의 52개 합병기업의 합병 후 성과개선 여부를 분석하였다. 그들은 합병 전·후의 5년간 현금흐름수익률의 평균을 비교한 결과 현금흐름수익률 자체는 합병 후 유의적으로 증가했지만, 업종평균으로 조정한 현금흐름수익률은 유의하게 감소하거나 일치하지 않은 결과를 얻었다. 강준구(1998)도 합병 후 3년간 산업조정 영업현금흐름수익률은 유의적으로 음(-)임을 근거로 합병이 인수기업의 현금흐름창출에 기여하지 못한다고 주장하였다.

특히 합병 후 현금흐름수익률은 재벌기업이 동종기업을 합병한 경우 가장 크게 증가한 반면 비재벌기업이 이종기업을 합병한 경우에는 가장 낮게 나타나 합병공시 시점의 주가반응과는 상반된다고 하였다. 신호영(2000)은 1985년부터 1992년까지 합병공시를 한 67개 상장회사의 공시 전후 5년간 장기성과를 측정한 결과 합병 전후의 산업조정영업현금흐름비율에 유의적인 차이가 없는 것으로 보고하였다. 이러한 결과는 표본기간 동안의 합병동기가 주로 생산성 향상보다는 사업 확장에 있었으며 계열사간 합병이 주된 방식이었음에 기인한다고 추론하고 있다. 보다 최근의 연구로 정재욱(2007)은 1981~2004년 사이의 131개 합병에 있어서 합병기업의 장기 주식성과와 영업성과는 모두 대응표본보다 저조하였으며, 특히 주주총회를 거치지 않고 이사회결의만으로 결정되는 소규모합병과 대기업집단 소속기업 간 합병은 합병 후 장기 주식성과 및 영업성과가 상대적으로 더 저조한 것으로 나타나 지배주주와 외부주주 간 이해상충의 가능성을 제기하였다. 한편, 이원흠(2007)은 재무적 사건이 장기적으로 기업의 내재가치에 미치는 효과를 구분하여 추정할 수 있는 사건연구방법론을 새롭게 제시하고, 이를 모형을 이용해 2000~2005년 동안의 75개 합병기업의 내재가치 변화를 분석한 결과 합병으로 인한 정(+)의 장기효과가 존재한다는 가설을 지지하고 있다.

III. 연구방법 및 표본구성

1. 연구방법

본 장에서는 인수합병의 경제적 효과를 평가하기 위해 인수기업의 입장에서 공시시점의 단기 주가반응과 인수합병 이후 장기간에 걸쳐서 주식 및 영업성과를 측정하는 방법에 대해 설명한다. 또한 인수기업의 장기성과를 설명하는 요인들은 무엇인지를 분석하는 모형에 대해 기술한다.

(1) 인수합병 공시효과(announcement return) 측정

인수합병 공시에 따른 시장반응을 살펴보기 위해 본 연구에서는 인수합병에 대한 이사회결의일을 사건일로 설정해 사건연구방법을 사용하였다. 사건일 전후 초과수익률의 측정에는 시장모형(market model)보다는 모수추정의 편의를 최소화할 수 있는 시장조정모형(market adjusted model)을 이용하였다.³⁾ 시장조정모형에서 유가증권시장 종목은 KOSPI 지

수 수익률로, 코스닥시장 종목은 KOSDAQ지수 수익률로 조정하였다.⁴⁾

(2) 장기주식성과(long-run stock performance) 측정

인수합병의 장기주식성과는 합병일(completion date)을 기점으로 그 이후 1~3년 동안 인수합병기업 주식의 초과수익률에 의해 측정한다. 수익률의 경우 월별주가수익률을 사용한다. 한편, 주식의 장기성과는 측정방법에 따라 결과가 상이하게 나타나는 것으로 알려져 있다. 따라서 본 연구에서는 event-time 포트폴리오 접근방법과 calender-time 포트폴리오 접근방법을 사용하여 결과를 비교하였다. event-time 포트폴리오 접근방법으로는 누적초과수익률(CAR)과 매입-보유 초과수익률(BHAR)을 이용하였으며, calender-time 포트폴리오 접근방법으로는 Fama-French(1993)의 3-factor 모델을 이용하였다.

① event-time 포트폴리오 접근방법(CAR, BHAR)

장기성과를 측정할 경우 벤치마크를 어떻게 선정하느냐가 문제시 된다. 이는 어떠한 벤치마크를 선택하는 가에 따라 그 값이 다르게 나타날 수 있기 때문이다. 단기 주식성과 측정에서처럼 시장지수를 벤치마크로 이용할 경우 장기 주식초과수익률의 검정통계량은 초과수익률이 실제로 존재하지 않음에도 마치 존재하는 것처럼 잘 못 판정할 가능성이 높기 때문에 시장지수의 대안으로 표본기업과 기업특성이 비슷한 통제기업(control firm)의 활용을 제안하고 있다(Barber and Lyon, 1997).⁵⁾ 본 연구에서도 초과수익률 측정을 위한 벤치마크로 표본기업과 업종, 기업규모와 장부가/시장가 비율이 가장 유사한 통제기업을 선정하는 방식을 채택하였다. 이후 표본기업의 수익률에서 통제기업의 수익률을 차감하여 초과수익률을 측정하고 이를 통해 누적초과수익률(CAR)과 매입-보유 초과수익률(BHAR)을 추정한다.

Barber and Lyon(1997), 정형찬·박경희(1999)의 방법에 따라 개별 표본기업의 업종, 기업규모, 장부가/시장가 비율 등의 3가지 요인을 기준으로 해당 표본기업과 가장 유사한 통제기업을 선정하는 과정은 다음과 같다.⁶⁾ 먼저, 표준산업분류코드 2자리 수가 같은 모든

3) Bouwman et al.(2007)은 인수합병을 자주하는 기업의 경우 시장모형의 모수추정기간에 또 다른 인수공시 발표가 겹쳐 추정결과에 편의(bias)가 생길 수 있기 때문에 시장모형조정방법 대신 시장조정방법을 사용하였다.

4) 사건일 전 280일부터 사건일 전 31일까지 1년간 일별수익률 자료를 이용한 시장모형의 경우에서도 사건일 전후 시장반응에 대한 본 연구의 결과는 시장조정모형을 이용한 분석결과와 크게 다르지 않음을 확인하였다.

5) Barber and Lyon(1997)은 시장지수를 벤치마크로 이용할 경우 측정편의(measurement bias), 신규상장편의(new listing bias), 왜도편의(skewness bias) 등이 영향을 미쳐 장기주식성과의 왜곡이 발생할 가능성이 있으며, 표본기업의 특성과 유사한 통제기업을 벤치마크로 사용할 경우 시장지수를 이용한 방법론상의 문제점을 피하고, 모형의 검증력을 높일 수 있음을 시뮬레이션을 통해 보여 주었다.

기업 중에서 합병직전년도 12월말 시장가치로 측정된 기업규모가 표본기업의 70%~130% 해당하는 상장 및 코스닥 기업을 선정하고, 이들 중 표본기업의 장부가/시장가 비율과 가장 유사한 하나의 기업을 통제기업으로 선정한다. 만일 이런 조건을 충족시키는 기업이 없을 경우에는 차선책으로 표준산업분류코드 1자리 수 기업 내에서 같은 절차를 반복하고, 그래도 해당기업이 없을 경우에는 업종을 무시하고 기업규모와 장부가/시장가 비율이 가장 비슷한 하나의 기업을 벤치마크로 선정한다.

통제기업으로 조정한 장기 누적초과수익률(CAR)은 다음과 같이 추정된다. 먼저, 식 (1)과 같이 표본기업의 주식수익률에서 통제기업의 주식수익률을 차감하여 특정 기간 동안의 초과수익률을 산정하고, 식 (2)와 같이 이들 초과수익률을 인수합병 완료일이 속한 달의 다음 달부터 이후 36개월 동안 누적하여 통제기업으로 조정한 장기 누적초과수익률을 구한다.

$$AR_{i,t} = (R_{i,t} - R_{c,t}), t = 1, 2, \dots, 36\text{개월} \quad (1)$$

여기서, $AR_{i,t}$: i 기업의 t월 주식초과수익률

$R_{i,t}$: i 기업의 t월 주식수익률

$R_{c,t}$: i 기업의 벤치마크로 선정된 통제기업의 t월 수익률

$$CAR_{i,t} = \sum_{t=1}^{36} AR_{i,t} \quad (2)$$

한편, 통제기업으로 조정한 매입-보유 초과수익률(BHAR)은 식 (3)과 같이 사건기간 동안 표본기업의 주식을 매입하여 보유함으로써 얻게 될 복리수익률과 표본기업의 벤치마크로 선정된 통제기업 주식을 매입-보유함으로써 얻을 수 있는 복리수익률과의 차이로 정의된다.

$$BHAR_{i,t} = \prod_{t=1}^N [1 + R_{i,t}] - \prod_{t=1}^N [1 + R_{c,t}], t = 1, 2, \dots, 36\text{개월} \quad (3)$$

여기서, $BHAR_{i,t}$: i 기업주식의 사건기간 동안 매입-보유 초과수익률

6) 정형찬(2007, 2008)은 후속연구에서 한국증권시장의 실제 월별수익률 자료를 이용하여 장기성과를 측정하는 다양한 모형들의 검정력과 설정오류의 정도를 시뮬레이션 분석한 결과, 장기성과 측정모형의 설정오류가 없어 통계적 신뢰성을 확보할 수 있는 모형은 장부가/시가 비율과 기업규모 순서로 개별 표본기업과 대응시킨 통제기업을 수익률 벤치마크로 사용하여 매입보유초과수익률(BHAR)을 측정하는 것이라고 하였다. 또한 임의표본에 대한 귀무가설의 유의성 검정은 비모수검정인 Wilcoxon 부호-순위 검정법이 가장 적합하다고 하였다. 그러나 통제기업의 선정과정에 있어 표본기업의 업종은 고려하지 않았기 때문에 본 논문의 연구결과와 직접 비교되지는 않는다.

② Calender-time 포트폴리오(Fama-French 3-factor model)

Lyon et al.(1999)에 의하면 누적초과수익률(CAR)과 매입-보유 초과수익률(BHAR)은 표본기업 수익률의 횡단면 종속성과 부적절한 수익률예측모형에 따른 오류를 제대로 제어하지 못한다고 하였다. 특히 CAR와 BHAR은 수익률의 횡단면적 독립성 가정을 전제로 하는데, 인수합병과 같은 사건의 초과수익률에는 횡단면적 상관관계가 존재함으로써 통계적 유의성에 대한 신뢰도를 떨어뜨린다는 것이다.⁷⁾ 이에 대한 대안으로 Mitchell and Stafford(2000)는 구체적인 수익률예측모형을 이용하여 사건포트폴리오의 달력시간(calendar time) 수익률을 추정하는 방법을 제안하였다.

본 연구에서는 calender-time 포트폴리오 접근방법으로 Fama-French의 3요인 모형을 사용했다. 아래 식 (4)는 인수합병기업의 포트폴리오에 대한 3요인 모형을 추정식을 나타낸다.

$$R_{p,t} - R_{f,t} = a_p + b_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p \cdot SMB + h_p \cdot HML + e_{p,t} \quad (4)$$

여기서, $R_{p,t}$ 는 인수합병 포트폴리오 t 월의 수익률을 나타낸다. 인수합병 포트폴리오는 해당 월을 기준으로, 예컨대 성과측정기간이 2년일 경우 과거 24개월 내에 인수합병이 이루어진 표본기업으로 구성된다. 해당 월을 기준으로 인수합병일이 24개월을 경과한 표본은 포트폴리오에서 제외하고 신규 인수합병기업이 있을 경우 추가하는 재조정을 통해 t 개월 동안 인수합병 포트폴리오 수익률을 측정한다. $R_{f,t}$ 은 t 월의 무위험수익률을, $R_{m,t}$ 은 t 월의 시장수익률을 나타낸다. 무위험수익률로는 3년 만기 국고채 월별수익률을, 시장수익률은 종합주가지수 월별수익률을 사용하였다.

SMB와 HML은 각각 규모위험프리미엄과 장부가/시장가 위험프리미엄을 나타낸다. 이들의 추정을 위해 우선 매년 12월 말 거래소 및 코스닥을 대상으로 기업규모 크기에 따라 두 집단(Small, Big)으로 분류하고, 다음 해 1월부터 12월까지 소규모집단(Small) 수익률에서 대규모집단(Big) 수익률을 차감하여 규모위험프리미엄(SML)을 측정한다. 기업규모와는 독립적으로 매년 12월 말 다시 장부가/시장가비율 크기에 따라 3개의 집단(Low, Medium, High)으로 분류하고, 다음 해 1월부터 12월까지 높은 장부가/시장가 집단(High) 수익률에서 낮은 장부가/시장가 집단(Low) 수익률을 차감하여 장부가/시장가 위험프리미엄을 산정한다. 포트

7) 국내에서도 인수합병 실적은 시기별로 편차가 큰 것으로 나타난다. 2000년대 초반에는 연간 20여건 정도에 불과하던 인수합병 실적이 2005년부터 2007년까지는 연간 평균 80여건의 인수합병이 성사되었다. 또한 정보통신, 생명공학 등 특정산업에서의 인수합병이 특정시기에 집중적으로 발생하는 경향이 있기 때문에 횡단면 종속성의 가능성이 존재한다.

폴리오 구성은 분석대상기간 동안 매년 12월말 재구성하여 동일한 절차를 수행함으로 SMB와 HML의 시계열을 구성하여 실증검증에 사용하였다.

한편, 식 (4)에서 a_p 는 인수합병 포트폴리오의 월평균 초과수익률의 크기를 나타낸다. calendar-time 포트폴리오 접근방법은 표본의 횡단면 종속성 문제나 수익률 예측모형의 부적절성으로 인한 문제에 덜 민감하다는 것이 장점이다. 다만 이렇게 측정한 초과수익률이 투자자의 경험에 잘 부합하지 못하는 것이 약점이다. 본 연구에서는 event-time 포트폴리오 접근법과 calendar-time 포트폴리오 접근법을 모두 활용해 장기주식성과를 비교 분석한다.

(3) 장기영업성과(long-run operating performance) 측정

인수합병에 따른 장기영업성과를 측정하기 위해 Loughran and Ritter(1997)의 방법에 따라 먼저 영업현금흐름을 총자산의 장부가치로 나눈 영업현금흐름수익률(ROCF)을 계산하고, 여기에서 벤치마크기업의 영업현금흐름수익률을 차감하여 초과영업성과(AROCF)를 구한다. 영업현금흐름으로는 ‘이자와 법인세 및 감가상각비 차감 전 영업이익(EBITDA)’를 이용한다. 합병완료 연도의 회계자료는 합병회계방식에 따라 왜곡될 우려가 있으므로 분석에서 제외하고, 합병 전 3년부터 후 3년까지 연도별로 인수기업의 영업현금흐름수익률에 어떠한 변화가 있는지를 비교한다.

$$\text{ROCF}(\text{영업현금흐름수익률}) = \text{EBITDA} \div \text{장부가 총자산}$$

$$\text{AROCF}(\text{초과영업성과}) = \text{인수기업 ROCF} - \text{벤치마크 ROCF}$$

벤치마크에 의한 인수기업의 영업성과 조정은 산업조정 방식과 통제기업조정 방식의 두 가지 방법으로 실시한다. 산업조정 방식은 표본 인수기업과 같은 산업(표준산업분류코드 3자리 수가 같은 경우를 원칙으로 함)에 속하는 기업들의 ROCF의 중앙값을 인수기업 ROCF에서 차감하는 방식으로 산업조정 AROCF를 구한다. 다만 이러한 원칙에 따라 동일산업 내 추출되는 기업이 3개 미만일 경우는 최소 3개 이상의 기업이 추출될 수 있도록 산업분류 범위를 단계별로 확대해 나간다. 한편 통제기업조정을 위해서는 Barber and Lyon(1997)의 제안대로 산업효과와 영업성과를 같이 고려하여 벤치마크기업을 선정한다. 구체적으로 먼저 표준산업분류코드 2자리 수가 같은 모든 기업 중에서 합병직전년도 인수기업 영업성과의 $\pm 30\%$ 범위에 속하는 기업들 중에서 영업성과가 가장 근접한 하나의 기업을 선정한다. 만일 이런 조건을 충족시키는 기업이 없을 경우에는 차선책으로 표준산업분류코드 1자리 수 기업

내에서 같은 절차를 반복하고, 그래도 해당기업이 없을 경우에는 업종을 무시하고 영업성과만으로 가장 비슷한 하나의 기업을 벤치마크로 선정하여 인수기업 ROCF와의 차이로 통제기업 조정 AROCF를 구한다.

Barber and Lyon(1997)은 영업성과에 대한 검정에는 일반적인 t-검정보다 비모수검정 법이 전반적으로 더 우수하다고 하였다. 따라서 앞서 설명한 방식대로 측정한 장기영업성과에 대한 통계적 유의성 검정은 비모수검정인 Wilcoxon Rank-Sum Test(Wilcoxon-z값)를 위주로 실시하며 동시에 평균에 대한 t-검정(t-값) 결과를 보조적으로 제시한다.

(4) 다중회귀분석모형

본 연구는 인수합병 후 인수기업의 장기성과에 영향을 미치는 요인들에 대한 단변량분석 뿐 아니라 이들 변수들이 복합적으로 장기성과에 미치는 영향을 고려하기 위하여 다중회귀분석을 수행한다. 회귀모형의 종속변수에는 장기주식성과 변수로서 인수합병 완료 다음 월부터 2년 간의 CAR와 BHAR을, 장기영업성과로는 합병 전후 벤치마크조정 AROCF의 변화(Δ AROCF)를 사용하며, 독립변수는 단변량분석의 결과와 기존 연구를 바탕으로 선정하였다. 변수측정에는 인수기업과 피인수기업의 인수합병 공시 직전년도 재무제표와 연말 주식정보를 이용하였다.

$$\begin{aligned} \text{장기성과변수}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Biz_D}_i + \alpha_2 \text{Object_D}_i + \alpha_3 \text{SameG_D}_i + \alpha_4 \text{Tlist_D}_i \\ & + \alpha_5 \text{Small_D}_i + \alpha_6 \text{Group_D}_i + \alpha_7 \text{Relsize}_{i,t-1} + \alpha_8 \text{OWN(large)}_{i,t-1} \\ & + \alpha_9 \text{M/B_r}_{i,t-1} + \alpha_{10} \text{Debt_r}_{i,t-1} + \alpha_{11} \text{AnnReturn}_i + \alpha_{12} \text{Per form}(-1)_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

여기서,

Biz_D	인수합병수단 더미변수 : 영업양수이면 1, 합병과 주식취득은 0
Object_D	관련/비관련 더미변수 : 다각화(비관련) 인수합병은 1, 아니면 0
SameG_D	계열/비계열 더미 : 인수 및 피인수기업의 지배주주가 동일하면 1
Tlist_D	상장 더미변수 : 피인수기업이 상장기업이면 1, 아니면 0
Small_D	소규모합병 더미 : 소규모합병이면 1, 아니면 0
Group_D	기업집단 더미 : 인수기업이 55개 상호출자제한 기업집단소속이면 1
Relsize	피인수기업의 상대적 규모 : 피인수기업 자산 \div 인수기업 자산
Own(large)	최대주주지분율 : 최대주주 및 특수관계인 지분율
M/B_r	시가장부가비율 : 자기자본 시장가치 \div 자기자본 장부가치

Debt_r	부채비율 : 부채 ÷ 자산
AnnReturn	인수합병 공시초과수익률
Perform(-1)	합병원료 직전연도 인수기업의 영업성과(ROCF)

강효석·김성표(2009)는 인수합병의 유형별 특성에 따라 인수기업의 공시 초과수익률이 유의적으로 차이난다고 하였다. 즉, 비계열기업 간 인수합병, 비관련기업 간 인수합병, 영업양수 방식에 의한 인수합병의 경우에 공시 초과수익률이 컸다. 이러한 단기성과의 결정 변수들이 장기성과에도 영향을 미치는지를 확인하기 위해 인수합병의 수단(Biz_D), 다각화합병 여부(Object_D), 계열기업 간 합병 여부(SameG_D)의 영향을 측정하는 더미변수들을 투입한다. 대규모 기업집단에서 이루어지는 인수합병이 일반주주보다 최대주주의 이익을 위해 추진되는 경향이 있는지를 확인하기 위해 기업집단 더미(Group_D)를 사용하는데, Group_D는 인수기업이 공정거래위원회 지정 상호출자제한 기업집단(55개 집단)에 소속한 경우이면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 소규모합병은 주주총회를 통하지 않고 이사회결의만으로 추진이 가능하기 때문에 일반주주의 이익을 침해할 수 있다는 주장(정재욱, 2007)을 점검하기 위해 소규모합병 더미(Small_D)가 사용되었다. 피인수기업이 비공개기업일 경우 인수기업의 공시 초과수익률이 더 높다는 선행연구(Fuller et al., 2002)에 따라 피인수기업의 상장여부를 나타내는 더미변수(Tlist_D)를 이용하였으며, 또한 인수기업에 의해 피인수기업의 규모가 상대적으로 클수록 인수기업의 공시 추가반응이 더 크다는 연구결과(Moeller et al., 2004)에 따라 총자산을 기준으로 상대규모변수인 Relsize가 추가되었다. 시가장부가비율(M/B_r)은 인수합병 직전연도 말 인수기업 자기자본의 시가와 장부가액의 비율이다. 시가장부가비율은 미래 성장성에 대한 시장의 기대를 반영하며 인수기업의 합병 후 성과에 영향을 미친다는 선행연구(Rau and Vermaelen, 1998)에 따라 분석에 포함하였다. M/B_r 의 높은 성장주 기업의 경영자는 과거 좋았던 경영성과를 토대로 자신의 능력을 과신하여 설불리 인수합병을 단행할 가능성이 큰 반면 M/B_r 이 낮은 가치주 기업은 인수합병 자체가 회사의 생존과 직결되기 때문에 보다 신중한 의사결정을 내릴 것이다. 따라서 M/B_r 의 높은 기업일수록 장기저성과 현상을 보인다는 주장이다.⁸⁾ 최대주주지분율(Own(large))은 특수관계인을 포함한 인수기업 최대주주의 지분율로써 지분율이 높을수록 합병 후 영업성과가 우수한지 분석하기 위한 것이다. 이는 기업가의 지분보유율과 기업가치가 정(+)의 관계라는 Leland and Pyle(1977)의 주장이

8) 인수합병에 따른 장기성과분석에서 이러한 성과추정가설(performance extrapolation)과 관련된 국내 연구로는 서병덕과 신달순(2003), 박준우(2006)의 연구 등이 있다.

인수합병 거래에도 적용되는지를 확인하고자 함이다. 또한 인수합병으로 인한 인수기업의 단기성과가 장기성과를 얼마나 잘 반영하는지 살펴보기 위해 공시초과수익률(AnnReturn)과 합병 전년도 영업성과(Perform(-1))를 독립변수로 투입한다.

2. 표본구성

인수합병의 경제적 효과를 실증적으로 공정하게 측정하려면 분석에 투입되는 표본이 대표성과 일관성을 지니도록 그 구성에 세심한 주의가 필요하다. 본 연구는 표본구성 면에서 국내의 기존연구들과 다음과 같은 차별화 된 원칙을 적용하였다.⁹⁾

첫째, 합병 외에 주식취득과 영업양수까지도 분석대상에 포함

둘째, 외환위기 이후 우리나라 인수합병 시장에서의 제도적인 변화 등을 고려하여 표본기간을 비교적 동질적이라 판단되는 2000년 이후로 설정

셋째, 인수합병의 단기 및 장기효과 분석을 위해 2000년부터 2006년간 인수합병 공시 및 인수합병이 완료된 사례를 대상

넷째, 단순히 상장효과만을 위한 우회상장과 일반 인수합병을 구분한 후 일반 인수합병을 위주로 분석

연구표본은 한국거래소(KRX)의 상장공시 시스템(KIND)의 공시자료 상세검색을 통해 수집하였다. 관련공시 검색결과 다음의 조건에 맞는 인수합병 사례를 1차로 추출하였다.

- 인수합병 기업이 거래소 및 코스닥 상장기업
- 금융업을 제외한 비금융업체 대상
- 자산양수도는 주식취득 외 부동산거래 등 인수합병과 무관한 거래는 제외
- 자산양수도의 주식취득 중 50% 이상 인수로 경영권을 확보한 경우만 대상

이렇게 하여 표본기간 중 287건의 인수합병 공시 및 완료 사례가 조사되었다. 이들 중 한국신용평가주식회사의 KIS-VALUE상 사건일 전후 주가수익률 자료가 없는 경우, Fn-Guide상 인수합병 완료일 전후 재무자료가 없는 경우 등을 제외한 분석가능 샘플 수는 총 279건으로 확인되었다. 여기에는 우회상장이 58건, 일반 인수합병이 221건, 일반 인수합병 중 144건이 합병, 22건이 영업양수, 55건이 주식취득으로 나타났다.

9) 표본구성의 원칙에 관한 자세한 설명을 위해서는 강효석 · 김성표(2009)를 참조.

<Table 1> Sample distribution by M&A methods(No. of Obs.)

This table shows sample distribution by M&A methods. The sample period covers from year 2000 to 2006.

	All M&As(A)	Backdoor Listings(B)	Ordinary M&As(A-B)
Merger	182(65%)	38(66%)	144(65%)
Acquisition of Business	33(12%)	11(19%)	22(10%)
Stock Acquisition	64(23%)	9(15%)	55(25%)
Total	279(100%)	58(100%)	221(100%)

<Table 2> Sample distribution of ordinary M&As by industries(No. of Obs.)

This table shows sample distribution by industries. The Korean Standard Industrial Classification Codes are provided in parenthesis. The sample period covers from year 2000 to 2006.

Industry	Sample(Ordinary M&As)			
	Total	Merger	Acquisition of Business	Stock Acquisition
Agriculture, Forestry, Fishing(01~03)*	4(1.8%)	3	1	-
Manufacturing	108(48.6%)	75	11	22
Food Products and Beverages(10~12)	9(4.1%)	9	-	-
Textile, Wearing Apparel(13~16)	8(3.6%)	7	-	1
Chemicals, Chemical Products(19~21)	19(8.6%)	15	1	3
Non-metallic Products(22~23)	9(4.1%)	8	1	-
Basic Metals(24~25)	6(2.7%)	4	-	2
Electronic Components, Communication Equipment(26~28)	36(16.2%)	20	7	9
Fabricated Metal Products, Machinery and Equipment(29~31)	16(7.2%)	8	1	7
Others	4(1.8%)	3	1	-
Construction(41~42)	8(3.6%)	8	-	-
Broadcasting, Information Services(58~63)	47(21.2%)	33	5	9
Wholesale, Commission Trade(45~47)	24(10.8%)	7	3	14
Supporting, Auxiliary Transport Activities(49~52)	6(2.7%)	4	2	-
Professional, Scientific and Technical Services(70~73)	17(7.7%)	10	-	7
Others	8(3.6%)	5	-	3
Total	221(100%)	144	22	55

한편 우회상장을 제외한 일반 인수합병 표본기업의 업종별 분포는 영상방송 및 정보서비스, 전기전자, 도매 및 상품증개, 화약 및 의약품 제조업 순으로 인수합병이 활발했고 나머지 업종은 비교적 고르게 분포함을 알 수 있다.

<표 3>은 인수합병 형태별 구성 비율을 보이고 있다. 상법 522조에 의해 이사회 결의만으로 승인된 합병을 '소규모 합병'으로, 인수기업이 공정거래위원회 지정 상호출자제한기업집단(55개 집단)에 속할 경우 '기업집단'으로, 인수자와 피인수자의 지배주주가 동일할 경우 '계열간 인수합병'으로, 합병신고서 등에 인수합병 목적으로 사업다각화, 신사업진출 등을 언급한 경우나 인수합병 사유만으로는 구분이 어려울 경우 업종을 고려하여 소속업종이 다를 경우 '다각화 인수합병'으로 간주하였다. 피인수기업이 상장회사(거래소 및 코스닥에 상장)인 경우 '상장사간 인수합병'으로 간주하였다. 총 221건의 인수합병 중 소규모 인수합병이 19%, 기업집단이 27%, 계열간 인수합병이 49%, 다각화 목적이 39%, 상장사간 인수합병이 14%를 차지하고 있다. 이를 미루어 볼 때 상당수의 인수합병이 계열간, 상장사와 비상장피합병사 간 인수합병이 상당부분 차지하고 있음을 알 수 있다.

<Table 3> Sample distribution of ordinary M&As by acquisition types

This table shows the distribution of 221 ordinary M&As by acquisition types. The final sample consists of mergers and acquisitions announced and completed by non-financial companies listed in the Korea Exchange (KRX) from January 2000 to December 2006. An acquisition is small-scale if the target is small enough to be waived the approval of shareholders' meeting. An acquisition is classified as business groups if the acquirer belongs to 55 large business groups designated by the Korea Fair Trade Commission. An acquisition is affiliated if the largest shareholders of the acquirer and the target are the same. An acquisition is classified as diversifying if the acquirer specifies the diversification as the acquisition goal or the industries of the acquirer and the target are unrelated. An acquisition is classified as listed targets if the target is listed on the KRX including the KOSDAQ.

Acquisition types	Small-scale Mergers	Business Groups	Affiliated Mergers	Diversifying Mergers	Listed Targets
No. of Obs.	41	61	109	86	32
% of Total	19%	27%	49%	39%	14%

3. 인수합병 관련 주요 변수의 기초통계량

<표 4>는 표본기업의 특성을 개관하기 위해 각종 재무변수를 요약한 것이다. 각종

재무비율과 시장가치 정보는 공시 직전년도 말을 기준으로 측정하였다. 시가총액, 총자산 같은 규모변수의 경우 일부 극단치의 영향으로 평균값과 중앙값의 차이가 크게 나타났다. 일반 인수합병 표본과 우회상장 표본은 여러 재무변수에서 확연한 차이가 존재하였다. 시가총액, 총자산 등 절대규모는 중앙값 기준으로도 일반 인수합병이 우회상장의 2배 이상 컸으며 그 차이는 통계적으로 1% 수준에서 유의적이었다. 또한 우회상장 표본은 일반 인수합병에 비해 영업성과를 나타내는 영업현금흐름 수익률이 평균과 중앙값 모두에서 유의적으로 낮았고, 평균이 음(-)의 값을 보였다. 이는 우회상장이 대개 수익성과 성장성이 한계에 달한 소규모 기업을 대상으로 이루어진다는 사실을 확인시켜주는 것이다. 따라서 피인수기업과 인수기업의 자산을 대비한 상대규모비율은 우회상장이 훨씬 크게 측정되었다. 그리고 우회상장의 장부가/시가 비율이 일반 인수합병에서보다 유의적으로 더 낮은 것은 우회상장의 주가가

<Table 4> Descriptive statistics

Descriptive statistics for 279 mergers and acquisitions announced and completed between January 2000 and December 2006; 221 ordinary M&As and 58 backdoor listings. All figures are based on the fiscal year immediately preceding the completion date. Book-to-market is defined as book value of equity /market value of equity. Debt ratio is total debt divided by total assets. ROCF(Return of Operating Cash Flow) is EBITDA(operating profit plus depreciation) divided by total assets. Own(largest) means the ownership ratio of the largest shareholder. Relative size is the target's assets divided by the acquirer's assets.

Variables	All M&As (n = 279)		Ordinary M&As (n = 221)		Backdoor listings (n = 58)		Difference ¹⁾ t-value(p-value) z-value(p-value) ²⁾
	mean	median	mean	median	mean	median	
Equity market value (Billion won)	391.6	32.04	492.6	39.47	22.7	15.5	3.41(<.001) 5.67(<.001)
Total assets (Billion won)	675.4	37.59	854.8	64.02	19.6	15.0	4.65(<.001) 7.76(<.001)
Book-to-market	1.22	0.81	1.37	0.84	0.68	0.62	4.57(<.001) 2.81(<.001)
Debt ratio	0.47	0.46	0.48	0.47	0.45	0.45	0.76(0.448) 1.32(0.185)
ROCF	0.01	0.05	0.03	0.06	-0.04	0.01	2.44(0.015) 2.62(<.001)
Own(largest)	0.34	0.34	0.34	0.35	0.33	0.31	0.32(0.745) 0.43(0.671)
Relative size	0.52	0.22	0.44	0.16	0.82	0.53	-2.61(<.001) -5.58(<.001)

Note) 1) Ordinary M&As minus backdoor listings.

2) Significance for differences between medians is based on the Wilcoxon rank-sum test.

상대적으로 더 높았다는 것이다. 부채비율과 대주주지분율은 두 표본 간에 특별한 차이를 발견할 수 없었다.

IV. 실증분석 결과

1. 인수합병 공시효과와 장기주식성과

인수기업의 입장에서 인수합병의 효과를 주식의 공시효과 및 장기주식성과 그리고 장기영업성과의 순으로 단변량분석과 다변량분석으로 실증 검증한 결과를 다음에 제시한다. <표 5>는 전체표본과 일반 인수합병 및 우회상장 표본 각각에 대한 공시일 주변 초과수익률과 인수합병 이후 1~2년간 장기주식성과에 대한 누적초과수익률과 매입-보유 초과수익률을 보여준다. 먼저, 패널(A)에서 보듯이 전체적으로 인수합병 공시에 따른 인수기업의 주가는 공시일 이전 10일 전부터 유의적인 정(+)의 시장반응을 보였으며, 공시일 이후에는 초과수익률이 거의 발생하지 않았다. 이러한 시장반응은 일반 인수합병과 우회상장 모두에게 공통된 현상이지만 다른 한편으로 두 표본집단 간의 공시효과에는 상당한 차이가 존재했다. CAR(-5,1)을 기준으로 일반 인수합병은 5.9%인데 비해 우회상장의 경우 17.3%로 3배나 되고 차이도 통계적으로 1% 수준에서 유의적이었다. 이러한 현상은 사건기간을 어떻게 설정하든 상관없이 유효하였다. 인수합병 공시에 대한 양(+) 초과수익률은 기존의 국내연구 결과를 지지하는 것으로 외국에서의 연구결과보다 현저하게 명확한 것이 특징이다.¹⁰⁾

패널(B)는 표본기업의 업종, 기업규모, 장부가/시장가 비율을 기준으로 통제기업을 벤치마크로 선정하여 이를 수익률과의 차이를 통해 인수합병 이후 장기주식성과를 추정한 결과이다.¹¹⁾ 추정결과 인수합병의 공시효과와는 달리 인수합병 이후 장기주식성과는 전체적

10) 외환위기 이후 인수합병표본의 공시효과를 분석한 조경식 외(2003), 변진호 · 우원석(2008), 강효석 · 김성표(2009) 참조.

11) 벤치마크로 선정된 통제기업과 표본기업 간 기업규모와 장부가/시장가 비율을 비교한 결과 이를 변수의 차이는 통계적으로 유의적이지 않았다. 따라서 표본기업과 통제기업의 기업규모나 장부가/시장가 비율이 유사하다는 것을 알 수 있다.

	표본기업	통제기업	차이	t-값
기업규모(10억 원)	391.6	369.1	22.5	0.99
장부가/시장가 비율	1.22	1.18	0.04	0.37

으로 음(-) 초과수익률 부호를 보이고 있다. 우선, 전체 표본의 경우 인수합병 이후 12개월간 월별 누적초과수익률($CAR_{1,12\text{개월}}$)과 매입-보유 초과수익률 6개월($BHAR_{1,06\text{개월}}$) 및 12개월($BHAR_{1,12\text{개월}}$)에서 유의적인 음(-)의 성과를 보였다. 이러한 결과는 인수기업의 주식이 장기 저성과를 보인다는 외국의 선행연구들과 대체로 일치한다. 우회상장을 제외한 일반 인수합병 표본의 경우 음(-)의 장기주식성과를 보이고는 있으나 통계적으로 유의적이지 않아서 정형찬과 박경희(1999) 등 국내 연구 결과와 유사하였다. 공시일의 양(+)의 주가반응이 합병완료 후 장기적으로 음(-)으로 나타나는 현상은 공시시점에 예상했던 효율성향상에 대한 과잉기대가 장기간에 걸쳐 조정되기 때문일 수 있다(Agrawal, Jaffe and Mandelker 1992).

<Table 5> Announcement returns and long-run stock performance of ordinary M&As and backdoor listings

Panel A reports the announcement period CARs(cumulative abnormal returns) to the acquirer in mergers and acquisitions. CAR(-2, 1 day) is calculated by summing ARs(abnormal returns) over 4 days, where day 0 is the announcement day of an acquisition. Daily ARs are calculated by the market adjusted method. Panel B reports long-run stock performance after the month of merger completion of using monthly returns; CARs and BHARs(buy and hold abnormal returns). CARs and BHARs are calculated as the long-run stock performance of a sample firm less those of control firms matched by industry, firm size and book-to-market ratio. $CAR_{1,24\text{month}}$ and $BHAR_{1,24\text{month}}$ are calculated over 24 months following the completion month.

	All (n = 279)	Ordinary M&As (n = 221)	Backdoor listings (n = 58)	Difference ¹⁾ (Ordinary-Backdoor)
Panel A : Announcement Effect				
CAR(-10, 1day)	0.1093***	0.0690***	0.2621***	-0.1931***
CAR(-5, 1day)	0.0830***	0.0592***	0.1733***	-0.1114***
CAR(-2, 1day)	0.0536***	0.0363***	0.1191***	-0.0828***
CAR(+1, 5day)	-0.0100	-0.0105	-0.0083	-0.0022
Panel B : Long-run Stock Performance				
$CAR_{1,06\text{month}}$	-0.0600	-0.0311	-0.1659*	0.1349
$CAR_{1,12\text{month}}$	-0.1221**	-0.0708	-0.3095**	0.2387*
$CAR_{1,24\text{month}}$	-0.1212	-0.1074	-0.1715	0.0641
$BHAR_{1,06\text{month}}$	-0.0719*	-0.0268	-0.2366**	0.2098*
$BHAR_{1,12\text{month}}$	-0.2185***	-0.1212	-0.5740**	0.4528**
$BHAR_{1,24\text{month}}$	-0.0252	0.1204	-0.5579**	0.6784***

Note) ¹⁾ Ordinary M&As minus backdoor listings. Significance for differences between means is based on the t-test. ***, **, and * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

한편, 우회상장의 경우 공시시점 전부터 매우 높은 주가상승을 보였으나 인수합병 이후 장기주식성과는 매우 낮은 음(-)으로 나타났다. $CAR_{1,12개월}$ 이 -31.0%, $BHAR_{1,12개월}$ 과 $BHAR_{1,24개월}$ 이 각각 -57.4%, -55.8%의 저성과를 보였을 뿐 아니라 일반 인수합병과의 비교에서도 매우 유의적인 차이를 나타냈다. 따라서 시너지효과와 같은 경제적 동기보다는 단순히 상장효과만을 노린 우회상장은 일반 인수합병에 비해 본질적으로 다르다는 것을 단기 및 장기 주식성과를 통해 확인할 수 있다. 이러한 인수기업의 장기주식성과는 평균뿐만 아니라 중앙값을 대상으로 한 비모수 검정에서도 매우 유사한 결과를 보였다. 이하에서는 일반 인수합병을 대상으로 분석을 진행한다.

<표 6>은 인수합병의 수단별(합병, 영업양수, 주식취득) 공시효과와 장기주식성과를 보이고 있다.¹²⁾ 분석결과 합병, 영업양수, 주식취득에 관계없이 공시일 인수기업의 주식은 통계적으로 유의적인 초과수익률을 얻는 것으로 나타났다. 특히 영업양수의 공시효과가 가장 컸으며, 이들 초과수익률은 합병과 주식취득에 비해 10% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다.¹³⁾ 그러나 event-time 포트폴리오 접근법에 따른 장기주식성과는 합병표본의 $BHAR_{1,24개월}$ 을 제외하면 측정방법과 추정기간에 관계없이 비록 비유의적이기는 하지만 모두 음(-)의 값이었다. 특히 합병은 타 인수합병 수단에 비해 상대적으로 양호한 장기주식성과를 보인 반면 영업양수의 경우는 단기 공시효과와는 달리 장기성과가 가장 낮은 음(-)의 값을 보였다. 다만 이러한 장기 저성과의 통계적 유의성이 낮아서 인수합병 수단별로 장기주식성과에 차이가 있는지 명확히 판정할 수는 없었다.

<표 7>은 인수합병 형태별 부표본 - 계열 여부, 다각화 여부, 소규모합병 여부, 기업집단 여부, 피인수기업 상장 여부 -에 대한 공시효과 및 장기주식성과 결과이다. 우선, 공시일 시장반응인 $CAR(-10, 1)$ 과 $CAR(-5, 1)$ 은 인수합병 형태별 집단 간 차이검정 결과 대체로 통계적으로 유의적인 차이를 보였다. 인수합병 대상이 계열사인 경우, 인수목적 상 관련(비다각화)합병인 경우, 이사회 결의로만 진행되는 소규모합병의 경우, 인수기업이 기업집단에 속한 경우는 각각의 비교대상보다 인수합병 공시에 대해 낮은 초과수익률을 보였다. 이들

12) 기초통계 자료 분석에 의하면 합병표본은 영업양수 표본에 비해 총자산, 부채비율, 상대규모비율(= 피인수기업 자산/인수기업 자산) 등은 유의적으로 컸지만, 장부가/시가 비율은 유의적으로 작아서 두 표본의 특성에 차이가 있었다.

13) Hazelkorn et al.(2004)에 의하면 미국에서는 기업 전체를 인수하는 경우보다 일부 사업부나 자산을 인수하는 경우의 인수기업 초과수익률이 높았다고 하였다. 이와 관련하여 강효석·김성표(2009)는 영업양수의 공시효과가 더 크게 나타나는 이유로써 합병이나 주식취득이 피인수기업 자체를 인수하는 방법인 것에 비해 영업양수는 피인수기업 중에서 인수기업이 원하는 부문만을 인수할 수 있는 방법이기 때문일 가능성을 제시하였으나 실증적 근거를 확인할 수는 없었다.

<Table 6> Announcement returns and long-run stock performance by M&A methods

This shows announcement returns and long-run stock performance for 221 ordinary mergers and acquisitions by M&A methods.

		Merger (n = 144)	Acquisition of Business (n = 22)	Stock Acquisition (n = 55)	t-value ¹⁾ (difference)
Short run	CAR(-10, 1day)	0.0624***	0.1289***	0.0481***	1.70*
	CAR(-5, 1day)	0.0573***	0.1110***	0.0409***	1.67*
Long run	CAR _{1,12month}	-0.0196	-0.3854	-0.0724	-0.97
	CAR _{1,24month}	-0.0096	-0.5456	-0.1783	-1.17
	BHAR _{1,12month}	-0.0494	-0.4341	-0.1771	-1.33
	BHAR _{1,24month}	0.2728*	-0.0280	-0.2348	-0.28

주) 1) t-test for the difference between acquisition of business and the rest(merger and stock acquisition)
 ***, **, and * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

차이는 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 다만, 인수대상이 비상장기업일 경우 공시효과의 크기가 상대적으로 커으나 그 차이가 유의적이지는 않았다. 따라서 공시시점에서 시장은 인수합병의 형태별로 달리 반응함을 알 수 있었다.¹⁴⁾

한편, 인수합병 형태별 장기주식성과의 경우 단기 시장반응과는 차이가 있었다. 특히, 계열간 인수합병과 인수기업이 기업집단인 경우 공시효과와는 달리 이를 집단의 장기성과가 비계열, 비집단에 비해 유의적으로 높게 나타났다. 계열 인수합병의 CAR_{1,24개월}과 BHAR_{1,12개월}은 각각 4.7%, 5.0%로 통계적으로 0과 다르지 않았으나, 비계열 인수합병의 경우 CAR_{1,24개월}과 BHAR_{1,12개월}은 각각 -25.0%, -28.1%로 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보였다. 이는 국내에서 비계열합병의 장기성과가 계열합병보다 상대적으로 양호하다는 서병덕과 신달순(2003)의 주장과 반대되는 결과이다. 인수기업이 기업집단 소속인 경우 장기주식성과는 유의적인 양(+)의 값을 보인 반면, 비집단의 경우 유의적인 음(-)의 값을 보였다. 인수합병의 목적에 따른 분류인 관련합병의 장기성과는 공시효과와는 반대로 비관련(다각화)합병보다 높게 나타났으나 통계적으로 유의적인 차이를 발견할 수는 없었다. 소규모합병의 경우도 성과측정방법과 기간에 관계없이 장기주식성과가 비유의적인 양(+)로 나타나서 유의적인 음(-)의 장기주식성과를 보고한 정재욱(2007)의 연구결과와는 일치하지 않았다. 피인수기업의 상장여부는 공시효과와 마찬가지로 장기주식성과에 유의적인 차이를 보이지는 않는 것으로 나타났다.

14) 인수합병 형태별 공시효과에 대한 보다 상세한 논의는 강효석·김성표(2009) 참조.

<Table 7> Announcement returns and long-run stock performance by acquisition types

This shows announcement returns and long-run stock performance for 221 ordinary mergers and acquisitions by acquisition types. An acquisition is affiliated if the largest shareholders of the acquirer and the target are the same. An acquisition is classified as diversifying if the acquirer specifies the diversification as the acquisition goal or the industries of the acquirer and the target are unrelated. An acquisition is small-scale if the target is small enough to be waived the approval of shareholders' meeting. An acquisition is classified as business groups if the acquirer belongs to 55 large business groups designated by the Korea Fair Trade Commission. An acquisition is classified as listed targets if the target is listed on the KRX including the KOSDAQ. CAR(-10, 1) and CAR(-5, 1) are short-run effects around the announcement day 0, respectively. Long-run stock performances, CARs and BHARs are calculated as the long-run stock performance of a sample firm less those of control firms matched by industry, firm size and book-to-market ratio. $CAR_{1,24\text{month}}$ and $BHAR_{1,24\text{month}}$ are calculated over 24 months following the completion month.

	All	Affiliated Mergers			Diversifying Mergers			Small-scale Mergers			Business Group			Listed Targets		
		Yes	No	t-value	Yes	No	t-value	Yes	No	t-value	Yes	No	t-value	Yes	No	t-value
CAR(-10, 1)	0.069***	0.029*	0.099***	-2.84***	0.109***	0.037***	2.68***	-0.011	0.083***	-3.67***	0.042**	0.074***	-1.28	0.061**	0.066***	-0.16
CAR(-5, 1)	0.059***	0.030**	0.085***	-2.64***	0.094***	0.035***	2.50***	0.003	0.071***	-3.44***	0.032***	0.068***	-2.00**	0.038*	0.062***	-0.95
$CAR_{1,12\text{month}}$	-0.071	0.029	-0.163	1.48	-0.140	-0.025	-0.85	0.096	-0.107	1.65	0.213**	-0.175*	2.64***	-0.027	-0.078	0.40
$CAR_{1,24\text{month}}$	-0.107	0.047	-0.250*	1.84*	-0.110	-0.105	-0.03	0.035	-0.138	1.13	0.177	-0.212**	2.13**	-0.078	-0.112	0.18
$BHAR_{1,12\text{month}}$	-0.121	0.050	-0.281**	2.11**	-0.244*	-0.040	-1.25	0.146	-0.179	2.07**	0.226*	-0.249*	3.04***	-0.153	-0.116	-0.21
$BHAR_{1,24\text{month}}$	0.120	0.281*	-0.028	1.37	0.024	0.183	-0.73	0.326	0.075	1.07	0.375	0.027	-1.36	0.086	0.126	-0.15
No. of Obs.	109	112	-	86	135	-	41	180	-	61	160	-	32	189	-	

Note) ***, **, and * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

2. 3요인 모형을 이용한 장기주식성과 추정결과

누적초과수익률과 매입·보유 초과수익률의 경우 수익률 추정모형의 부적절성과 인수합병 표본 수익률의 횡단면 종속성으로 인해 통계적 유의성의 신뢰도에 문제가 될 수 있음을 지적한 바 있다(Lyon et al., 1999). 따라서 <표 8>는 이들 문제점을 보완하고 추정결과를 비교하기 위해 일반 인수합병 기업을 대상으로 보유기간별 월별수익률을 종속변수로 Fama-French의 3요인 모형을 추정한 결과이다. 3요인 모형에서 상수항인 a_p 가 장기성과를 나타내는 계수가 된다.

<Table 8> Long-run stock returns in calendar time: three-factor model results

This table presents the results of three-factor portfolio regressions. For each month from 2002 to 2008 we form event portfolios of all sample firms that announced an acquisition in previous 1 years(2nd row), 2 years(3rd row), 3 years(4th row). The portfolio excess returns are regressed on the Fama-French 3 factors as follows:

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p(R_{mt} - R_{ft}) + s_p \cdot SMB + h_p \cdot HML + \epsilon_{pt}$$

The three factors are as follows : zero-investment portfolios representing excess return on the market, ($R_{mt} - R_{ft}$), the difference between a portfolio of 'small' and 'big' stocks, SMB, the difference between a portfolio of 'high' and 'low' book-to-market stocks, HML. Abnormal return is captured by the intercept of each regression.

period ¹⁾	a_p	b_p	s_p	h_p	adj. R^2	F-value [p-value]
1 year	0.0038 (0.43)	1.0530 (8.88)***	0.6305 (3.26)***	-0.5730 (-4.56)***	0.672	62.5 [<.001]
2 years	-0.0031 (-0.43)	1.0905 (12.1)***	0.7185 (4.46)***	-0.5146 (-4.83)***	0.731	93.6 [<.001]
3 years	0.0012 (0.18)	1.0496 (12.1)***	0.6391 (4.18)***	-0.5369 (-5.27)***	0.737	97.5 [<.001]

Note) 1) The event portfolio is formed each period to include companies that have completed acquisitions in the prior n periods. t-statistics are provided in parenthesis.

***, **, and * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

먼저 추정결과 3요인 모형은 인수합병 포트폴리오의 수익률을 설명하는 데 통계적으로 유의한 회귀모형으로 나타났다. 독립변수로 사용된 시장위험과 규모 및 장부가/시장가의 3요인이 모두 모든 회귀식에서 통계적으로 유의적이었다. 상수항으로 나타난 월별 초과수익

률을 살펴보면, 보유기간[1, 12개월]에서 0.38%, 보유기간[1, 24개월]에서 -0.31% 그리고 보유기간[1, 36개월]에서 0.12%로 나타났다. 그러나 이러한 3요인 모형의 장기성과를 나타내는 상수항의 경우 보유기간에 관계없이 통계적 유의수준은 낮아서 앞서의 event-time 포트폴리오 접근방법으로 추정한 장기성과와 유사한 결과를 보였다. 상이한 성과측정 방법을 사용할 경우 초과수익률의 측정결과도 다를 수밖에 없다는(Loughran and Ritter, 2000) 사실을 감안한다면 event-time 및 calendar-time 접근방법 모두에서 인수합병 완료 후 12개월과 24개월간 주식초과수익률이 모두 0과 크게 다르지 않다는 점은 의미 있는 발견이다.

<표 9>은 인수합병 형태별 부표본을 대상으로 보유기간별 포트폴리오를 재구성하여 3요인 모형을 추정하고 그 결과를 초과수익률의 측정값인 상수항 a_p 값을 중심으로 요약한 것이다. 인수합병 수단의 경우 영업양수의 상수항 a_p 값이 가장 낮게 나타났다. 보유기간[1, 24개월]에 -2.38%의 유의적인 음(-)의 월별 초과수익률을 보여 24개월 누적수익률이 -57.12% (-2.38×24개월)에 달했다. 이는 앞서의 <표 6>에서 보듯이 event-time 포트폴리오 접근방법에서 24개월 누적초과수익률(CAR_{1,24개월}) -54.56%와 근사한 값이다. 한편, 계열기업 간 합병, 인수기업이 기업집단인 경우, 소규모 합병의 경우 상수항이 상대적으로 크게 나타났으며 보유기간에 따라 유의적인 차이를 보였다.

다각화 여부의 경우 1년간 보유기간에서 다각화합병의 장기성과가 더 좋은 것으로 나타났으나 2년, 3년 보유기간의 경우 반대로 나타났다. 또한 피인수기업의 상장여부에서도 피인수기업이 비상장인 경우에 장기성과에 해당하는 상수항이 모든 기간에 대해 상대적으로 높은 편이었다. 그러나 다각화합병 여부와 피인수기업의 상장 여부는 장기성과를 나타내는 상수항의 통계적 유의성이 낮아 장기성과의 방향을 제시하는데 한계가 있다.

전반적으로 인수합병에 따른 장기주식성과의 추정에서 calendar-time 포트폴리오 접근방법과 event-time 포트폴리오 접근방법은 상당부분 유사한 결과를 제시하고 있다. 또한 이를 장기주식성과는 단기 공시효과와 많은 경우 상반된 추정결과를 보인다는 점에서 특이하다 할 수 있다. 다시 말해서, 공시효과 분석에서 유의적인 양(+)의 주가반응을 보였던 영업양수, 다각화, 비계열, 비집단 등의 부표본에서 인수합병 이후 장기주식성과는 오히려 상대적으로 저조하였다는 것이다. 이러한 현상은 일정부분 Agrawal et al.(1992), Rau and Vermaelen (1998)의 주장대로 공시시점에 예상했던 효율성 향상 등 인수합병의 효과에 대한 과잉기대가 합병 이후 시간이 지나면서 재조정되기 때문인 것으로 해석할 수 있다.¹⁵⁾

15) Bouwman et al.(2007)도 미국의 인수합병시장에서 공시효과와 장기주식성과 간의 상반현상을 보고하고 있다. 예컨대, 공시효과는 주식시장 활황기에 비유의적인 음(-0.04%)이고 침체기에는 유의적인 음(-1.31%)

<Table 9> Long-run stock returns in calendar time by M&A methods and types

This table presents the results of three-factor portfolio regressions by M&A methods and types. For each month we form event portfolios of sample firms that announced an acquisition in previous 1 year, 2 years, 3 years. The portfolio excess returns are regressed on the Fama-French 3 factors as follows:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = a_p + b_p(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_p \cdot SMB + h_p \cdot HML + e_{p,t}$$

Abnormal return is captured by the intercept of each regression.

		No. of Obs.	Intercept of each regression; a_p		
			1 year	2 years	3 years
M&A methods	Merger	144	0.0039(0.40)	0.0066(0.86)	0.0080(1.11)
	Acquisition of Business	22	0.0019(0.09)	-0.0238(-2.24)**	-0.0109(-1.28)
	Stock Acquisition	55	0.0202(1.23)	-0.0091(0.82)	-0.0036(-0.37)
Affiliated Mergers	yes	109	0.0195(1.93)*	0.0012(0.14)	0.0111(1.38)
	no	112	-0.0009(-0.08)	-0.0053(-0.74)	-0.0048(-0.78)
Diversifying Mergers	yes	86	0.0139(0.85)	-0.0034(-0.34)	0.0041(0.45)
	no	135	0.0085(0.95)	0.0034(0.48)	0.0053(0.85)
Small-scale Mergers	yes	41	0.0359(2.13)**	0.0155(1.45)	0.0176(1.82)*
	no	180	-0.0039(-0.49)	-0.0088(-1.42)	-0.0047(-0.84)
Business Group	yes	61	0.0259(2.43)**	0.0125(1.53)	0.0160(2.13)*
	no	160	0.0018(0.19)	-0.0056(-0.83)	-0.0008(-0.13)
Listed Targets	yes	32	0.0020(0.13)	-0.0093(-0.97)	-0.0037(-0.44)
	no	189	0.0032(0.34)	-0.0030(-0.42)	0.0014(0.20)

Note) t-statistics are provided in parenthesis.

***, **, and * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

<표 10>은 장기주식성과를 종속변수로 단변량 분석결과에서 분석된 변수와 통제변수를 포함한 회귀식의 추정결과이다. 전체적으로 추정계수의 부호는 단변량 분석에서의 결과와 유사하게 나타났으나 회귀계수의 통계적 유의성은 낮았다. 인수합병 형태별 더미변수만을 포함한 식 (1), 식 (4)의 경우 단변량 분석에서 차이가 커던 기업집단과 계열 더미에서 추정계

이었던 반면, 인수합병 후 2년간 BHAR은 활황기에 유의적인 음(-11.32%)이고 침체기에는 비유의적인 음 (-3.28%)으로 측정되었다. 국내에서도 비슷한 현상이 발견되는데, 서병덕과 신달순(2003)은 합병기업의 장부가/시가 비율에 따라 자산주와 가치주로 분류한 다음 공시월 전 6개월간과 공시월 후 24개월 간의 초과수익률을 비교한 결과 자산주는 각각 0.6%, -105%였던 반면 가치주는 -8.6%, -15.5%로 측정되었다.

<Table 10> Regression analysis of long-run abnormal returns

Dependent variables(CAR, BHAR) are calculated as the long-run stock performance of a sample firm less those of control firms matched by industry, firm size and book-to-market ratio. CAR_{1,24month} and BHAR_{1,24month} are calculated over 24 months following the completion month. Biz_D equals one if the M&A method was acquisition of business and zero otherwise. Object_D equals one if the goal of acquisition was diversification and zero otherwise. SameG_D equals one if the acquirer and the target were affiliated and zero otherwise. Tlist_D equals one if the target was listed and zero otherwise. Small_D equals one if the acquisition was small-scale merger and zero otherwise. Group_D equals one if the acquirer was one of the 55 large business groups designated by KFTC and zero otherwise. Relsize is the target's book value of assets divided by the acquirer's book value of assets. Own(large) is the ownership ratio of the largest shareholder. M/B_r is market value of equity divided by book value of equity. Debt_r is total debt divided by total assets. AnnReturn is the announcement return, CAR(-5,1) to the acquirer. Perform(-1) is ROCF(return on operating cash flow) in year -1, when year 0 is the completion year of an acquisition. Variables except for dummies have been winsorized at the 2.5% and 97.5% to mitigate the effect of outliers.

	CAR _{1,24month}			BHAR _{1,24month}		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Intercept	-0.3039* (-1.95)	-0.4276*** (-2.93)	-0.1394 (-0.51)	-0.1707 (-1.08)	-0.4100*** (-2.81)	-0.1117 (-0.41)
Biz_D	-0.1510 (-0.60)		-0.1228 (-0.48)	0.1360 (0.53)		0.1778 (0.69)
Object_D	0.0838 (0.51)		0.1725 (1.04)	-0.0160 (-0.10)		0.0441 (0.26)
SameG_D	0.2532 (1.58)	0.2482* (1.69)	0.1973 (1.21)	0.2025 (1.25)	0.2573* (1.75)	0.1641 (1.00)
Tlist_D	-0.0745 (-0.33)		-0.2047 (-0.90)	0.0303 (0.13)		-0.1259 (-0.55)
Small_D	-0.0119 (-0.06)		-0.0483 (-0.23)	0.1840 (0.87)		0.2050 (0.97)
Group_D	0.3679** (2.04)	0.3306** (2.00)	0.3715** (2.03)	0.2630 (1.44)	0.2706* (1.65)	0.3047* (1.67)
Relsize		-0.0165 (-0.22)	0.0263 (0.33)		0.0506 (0.68)	0.0873 (1.09)
Own(large)		0.5869* (1.70)	0.5556 (1.55)		0.9234*** (2.68)	0.9013** (2.51)
M/B_r			-0.0107 (-0.25)			-0.0444 (-1.04)
Debt_r			-0.4980 (-1.43)			-0.4524 (-1.29)
AnnReturn			-1.0291** (-2.04)			-0.6568 (-1.30)
Perform(-1)			0.3779 (0.72)			0.0319 (0.06)
F-value (p-value)	1.36 (0.232)	2.58 (0.038)	1.62 (0.089)	1.07 (0.383)	3.35 (0.011)	1.65 (0.081)
Adj. R ²	0.012	0.029	0.034	0.002	0.043	0.036

Note) t-statistics are provided in parenthesis.

***, **, and * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

수의 유의성이 비교적 높게 나타났으나 전체 모형의 적합도는 낮았다.¹⁶⁾

식 (2)와 식 (5)는 단변량 분석에서 상대적으로 장기주식성과가 컸던 계열 더미변수와 기업집단 더미변수, 그리고 피인수기업의 상태적 규모 변수, 대주주 지분율을 포함한 추정식이다. 추정결과 계열간 합병인 경우, 인수기업이 기업집단 소속인 경우의 장기주식성과는 유의적인 정(+)의 부호를 보였다. 이는 단기 공시효과와 반대되는 결과로써 인수합병에 따른 장기주식성과는 인수합병 공시시점에서의 과잉(과소) 기대가 시간 경과에 따라 점차 조정되는 것으로 추리할 수 있다. 또한 기업집단에 의한 합병이나 계열사간 합병일수록 장기주식성과가 더 높은 현상은 터널링효과(tunneling effects)로 해석될 수도 있다. 터널링 가설이란 최대주주가 자신이 지배하는 두 회사간 합병에서 지분율이 낮은 회사(피인수기업)로부터 지분율 높은 회사(인수기업)로 부의 이전을 꾀하려는 유인이 작용한다는 것이다(Bae et al., 2002). 한편, 최대주주의 지분율의 회귀계수는 유의적인 정(+)의 값을 나타내어 최대주주의 지분율이 높은 기업일수록 인수합병에 따른 장기주식성과는 컸음을 알 수 있다. 이는 기업가의 지분보유율과 기업가치가 정(+)의 관계라는 Leland and Pyle(1977)의 주장처럼 최대주주 지분율이 높을수록 인수합병을 통하여 기업가치를 창출하고자 하는 동기가 크기 때문일 것으로 추측된다.

식 (3)과 식 (6)은 공시효과를 추정식에 포함한 추정결과이다. 공시효과 변수(Ann-Return)의 추정계수는 유의적인 음(-)의 값을 보여 단기 시장반응이 컸던 기업일수록 장기주식성과는 낮게 나타났다. 이것은 장기 주식수익률의 반전현상(Jegadeesh and Titman, 1993)이 인수합병 시장에도 존재함을 보여준다. 그밖에 시가장부가(M/B)비율과 부채비율의 추정계수는 음(-)으로 나타나 시가장부가비율과 부채비율이 높을수록 장기주식성과는 낮아지는 경향이 있지만 통계적 유의성은 높지 않았다.

3. 장기영업성과 추정결과

<표 11>은 인수합병 완료일이 속한 연도($t = 0$)를 기준 연도로 이전 2년부터 이후 3년간 인수합병에 따른 장기영업성과의 추정결과를 보여주고 있다. 영업성과의 개선정도를

16) 선행연구(Bouwman et al., 2007; 정형찬·박경희, 1999 등)에서도 장기주식성과를 종속변수로 하는 회귀식의 추정결과는 F값과 수정 R^2 값이 대체로 낮은 한 자릿수 수준이다. 이처럼 단기주식성과에 대한 회귀분석에 비해 모형의 적합도가 매우 낮은 이유는 기업에서 인수합병이 아무리 중요한 사건이라고 해도 초과수익수익률의 측정기간이 길기 때문에 초과수익률에 영향을 미치는 무수한 요인들을 적절히 통제하기가 불가능하기 때문일 것으로 추정된다.

측정하기 위해 합병의 회계처리방법과 인수자금의 조달방법에 의해 영향을 받지 않는 세금공제 전 영업현금흐름을 총자산으로 나눈 영업현금흐름수익률(ROCF)을 사용하였다. 표의 수치는 영업성과와 초과영업성과의 중앙값이며 통계적 유의수준은 비모수 통계검정 방법인 signed rank sum test를 사용하였다.

패널(A)의 전체표본의 경우 인수합병 이후 산업조정 초과영업성과(AROCF_{ind})는 유의적인 음(-)의 값을, 통제기업조정 초과영업성과(AROCF_{firm})는 비유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있다. 그러나 이러한 결과는 우회상장의 영향으로 인해 나타난 결과이다. 패널(C)에서 보듯이 우회상장의 경우 인수합병 이후 산업조정 및 통제기업조정 초과영업성과는 유의적인 음(-)의 값으로 그 크기도 지속적으로 악화되는 것으로 나타났다. 이는 앞서의 공시효과와 장기주식성과에서 나타난 결과와도 일치한다.

<Table 11> Long-run operating performance

This table shows median levels and median changes of ROCF(Return on Operating Cash Flow). ROCF is EBITDA(operating profit plus depreciation) divided by total assets. AROCF_{ind} is industry-adjusted abnormal ROCF which is the difference between ROCF of the sample firms and the median figure for firms with the same industry code. AROCF_{firm} is performance-adjusted abnormal ROCF which is the difference between ROCF of the sample firms and ROCF of their respective performance-matched control firms.

	Fiscal year relative to completion(t = 0)						Median changes		
	-2	-1	0	+1	+2	+3	(-1 to 1)	(-1 to 2)	(-1 to 3)
Panel A : All M&As									
ROCF	0.0661	0.0498	0.0360	0.0445	0.0397	0.0566	0.0074	-0.0024	-0.0169
AROCF _{ind}	-0.0167 ^{a)}	-0.0229 ^{a)}	-0.0174 ^{a)}	-0.0053 ^{b)}	-0.0114 ^{a)}	-0.0010	0.0233 ^{a)}	0.0174 ^{b)}	0.0156
AROCF _{firm}	-0.0013	-0.0000	0.0015	0.01303	0.0071	0.0017	0.0089	0.0067	0.0041
No. of Obs.	277	279	279	279	279	180	279	279	180
Panel B : Ordinary M&As									
ROCF	0.0736	0.0631	0.0523	0.0597	0.0581	0.06511	0.0094	0.0060	-0.0123
AROCF _{ind}	-0.0112 ^{a)}	-0.0197 ^{a)}	-0.0080 ^{a)}	-0.0002	0.0017	0.0108	0.0254 ^{a)}	0.0212 ^{a)}	0.0181 ^{b)}
AROCF _{firm}	-0.0112	-0.0000	0.0114	0.0184 ^{c)}	0.0139*	0.0132	0.0165 ^{c)}	0.0133*	0.0120
No. of Obs.	220	221	221	221	221	146	221	221	146
Panel C : Backdoor Listings									
ROCF	0.0378	0.0155	0.0055	-0.0137	-0.0213	-0.0335	-0.0094	-0.0445 ^{c)}	-0.0622
AROCF _{ind}	-0.0694 ^{a)}	-0.0601 ^{a)}	-0.0690 ^{a)}	-0.0369 ^{a)}	-0.0921 ^{a)}	-0.0885 ^{a)}	0.0068	-0.0387	-0.0589
AROCF _{firm}	0.0028	0.0000	-0.0165	-0.0212	-0.0362 ^{c)}	-0.0639 ^{c)}	-0.0197	-0.0427 ^{d)}	-0.0743 ^{c)}
No. of Obs.	57	58	58	58	58	34	58	58	34

Note) ^{a)}, ^{b)}, and ^{c)} denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

All unadjusted median levels (ROCFs) are significantly different from zero at the 1% level except for those of backdoor listings.

한편, 일반 인수합병의 장기영업성과는 인수합병이 영업성과에 장기적으로 긍정적인 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 산업조정 초과영업성과의 경우 인수합병 이전 유의적인 음(-)의 초과영업성과를 보였으나 인수합병 이후 동종업종 중앙값과 같거나 높은 초과영업성과를 보이고 있다. 따라서 인수합병에 따른 영업성과 개선도는 1년차, 2년차, 3년차 모두에서 통계적으로 유의적인 정(+)의 개선도를 가지는 것으로 나타났다. 통제기업조정 초과영업성과의 경우 우선 인수합병 1년 전 값이 0.0000으로 나타나 표본기업과 영업성과가 유사한 통제기업이 선정되었음을 알 수 있다. 이를 통제기업조정 초과영업성과도 인수합병 이후 인수기업이 유의적인 정(+)의 초과영업성과를 달성하고 있으며 영업성과 개선도는 1년차 및 2년차에서 유의적인 값을 보였다. 따라서 인수합병 이전에 벤치마크 대비 영업성과가 저조하던 기업이 인수합병을 거치면서 벤치마크보다 우수한 영업성과를 보임으로써 인수합병의 긍정적 효과를 확인할 수 있었다. 이는 내재가치모형으로 합병기업의 Q를 측정한 결과 장기적으로 합병 전후 내재가치가 유의적인 양(+)의 변화를 보임으로써 합병의 장기효과가 존재한다는 이원홍 (2007)의 연구결과와 상통한다.

<표 12>은 인수합병 수단별 장기영업성과 추정결과를 보이고 있다. 인수합병 이후 초과영업성과의 경우 합병은 기간에 관계없이 인수합병에 따른 유의적인 양(+)의 초과영업성과를 보였다. 영업양수는 상대적으로 가장 높은 초과영업성과를 보이고 있으나 유의성은 낮았다. 인수합병 전후의 영업성과 개선도 역시 합병이 유의적인 양(+)의 값을 보인 반면, 영업양수는 개선도의 수치 자체는 컸으나 통계적 유의성은 낮았다.

이러한 원인에는 아마도 영업양수 표본의 크기가 작은 탓도 있을 것이다. 그럼에도 인수합병 2년 전과 인수합병 2년 후의 영업성과 개선도에서 영업양수는 유의적인 양(+)의 값으로 합병의 경우에 비해 2배에 달했다. 한편, 주식취득의 경우 인수기업의 초과영업성과와 영업성과 개선도 모두 대체로 비유의적이었다. 다만 장기영업성과 중 AROCF_{ind}의 경우만 유의적인 음(-)으로 나타나서 합병이나 영업양수와는 다른 성향을 보였다. 만일 인수합병으로 인한 유의적인 효과가 존재한다면 합병과 영업양수의 경우에는 인수기업의 영업성과에 그대로 나타나겠지만 주식취득의 경우에는 피인수기업이 독립된 실체로 존재하기 때문에 인수합병의 효과를 인수기업의 영업성과만으로 측정하는 데는 한계가 있을 수 있다.

<표 13>는 계열 여부, 다각화 여부, 소규모합병 여부, 기업집단 소속 여부 및 상장 여부 등 인수합병 형태별 장기영업성과 개선도를 추정한 결과이다. 동일업종의 중앙값을 벤치마크로 사용한 산업조정 초과영업성과(AROFC_{ind})의 개선도는 비계열, 비관련(다각화), 비집단의 경우가 비교대상보다 평균과 중앙값이 모두 유의적으로 크게 나타났다. 또한 평균값 비교에서

소규모합병인 경우와 피인수기업이 상장기업인 경우에 저성과를 보여 인수합병 형태별 장기 영업성과는 단기 공시효과와 부호를 함께 하는 것으로 나타났다. 업종 및 영업성과가 유사한 통제기업을 벤치마크로 사용한 통제기업조정 초과영업성과(AROCF_{firm})의 개선도는 평균값 비교에서 산업조정성과의 분석결과와 유사했으나 중앙값은 유의성이 낮았다.

<Table 12> Long-run operating performance by M&A methods for ordinary M&As

This table shows median levels and median changes of ROCF(Return on Operating Cash Flow) by M&A methods. ROCF is EBITDA(operating profit plus depreciation) divided by total assets. AROCF_{ind} is industry-adjusted abnormal ROCF which is the difference between ROCF of the sample firms and the median figure for firms with the same industry code. AROCF_{firm} is performance-adjusted abnormal ROCF which is the difference between ROCF of the sample firms and ROCF of their respective performance-matched control firms.

	Fiscal year relative to completion(t = 0)			Median changes			
	+1	+2	+3	(-1 to +1)	(-1 to +2)	(-1 to +3)	(-2m to 2m) ¹⁾
Panel A : Merger							
ROCF	0.0704 ^{a)}	0.0709 ^{a)}	0.0717 ^{a)}	0.0131	0.0112	-0.0039	0.0028
AROCF _{ind}	0.0082	0.0073	0.0173	0.0261 ^{a)}	0.0196 ^{a)}	0.0220 ^{a)}	0.0207 ^{a)}
AROCF _{firm}	0.0246 ^{a)}	0.0186 ^{a)}	0.0293	0.0167 ^{b)}	0.0185 ^{b)}	0.0305 ^{a)}	0.0212 ^{b)}
No. of Obs.	144	144	96	144	144	96	144
Panel B : Acquisition of Business							
ROCF	0.0701 ^{a)}	0.0644 ^{a)}	0.0791 ^{a)}	0.0003	0.0117	-0.0181	0.0218
AROCF _{ind}	0.0291	0.0216	0.0238	-0.0093	0.0297	0.0314 ^{b)}	0.0312 ^{c)}
AROCF _{firm}	0.0326	0.0262	0.0110	0.0280	0.0275	0.0182	0.0552 ^{c)}
No. of Obs.	22	22	18	22	22	18	22
Panel C : Stock Acquisition							
ROCF	-0.0335	-0.0354	0.0378	-0.0034	-0.0113	-0.0275	-0.0070
AROCF _{ind}	-0.0571 ^{a)}	-0.0417 ^{a)}	-0.0296 ^{c)}	0.0345 ^{c)}	0.0313	-0.0076	0.0059
AROCF _{firm}	-0.0019	-0.0450	-0.0252	-0.0215	-0.0419	-0.0316	0.0331
No. of Obs.	55	55	32	55	55	32	55

Note) 1) 2-year average ROCF(AROCF) following the completion year less 2-year average ROCF (AROCF) preceding the completion year.

^{a)}, ^{b)}, and ^{c)} denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

<표 14>는 인수합병 이후 산업조정 영업성과 개선도와 통제기업조정 영업성과 개선도를 종속변수로 인수합병 수단과 형태에 따른 더미변수와 인수합병 직전 년도 기업특성변수를 독립변수로 회귀식을 추정한 결과이다. 산업조정 영업성과의 경우 인수합병 목적이 비관련

<Table 13> Long-run operating performance by acquisition types

This shows long-run operating performance for 221 ordinary mergers and acquisitions by acquisition types. An acquisition is affiliated if the largest shareholders of the acquirer and the target are the same. An acquisition is classified as diversifying if the acquirer specifies the diversification as the acquisition goal or the industries of the acquirer and the target are unrelated. An acquisition is small-scale if the target is small enough to be waived the approval of shareholders' meeting. An acquisition is classified as business groups if the acquirer belongs to 55 large business groups designated by the Korea Fair Trade Commission.

An acquisition is classified as listed targets if the target is listed on the KRX including the KOSDAQ. AROCF_{Ind} is industry-adjusted abnormal ROCF which is the difference between ROCF of the sample firms and the median figure for firms with the same industry code. AROCF_{Firm} is performance-adjusted abnormal ROCF which is the difference between ROCF of the sample firms and ROCF of their respective performance-matched control firms. AROCF[-2m to 2m] means 2-year average AROCF following the completion year less 2-year average AROCF preceding the completion year.

	All	Affiliated Mergers			Diversifying Mergers			Small-Scale Mergers			Business Group			Listed Targets		
		mean [median]	Yes	No	t-value (z-val.)	Yes	No	t-value (z-val.)	Yes	No	t-value (z-val.)	Yes	No	t-value (z-val.)	Yes	No
AROCF _{Ind} (-1 to +1)	0.038*** [0.025]***	0.013 [0.017]**	0.062*** [0.031]***	-2.19** (-1.61)*	0.084*** [0.051]***	0.009 [0.021]***	-2.95*** (-1.96)**	0.032* [0.029]**	0.039*** [0.022]***	-0.32 [0.14]	0.036** [0.028]***	0.039*** [0.018]***	-0.12 [0.15]	0.033 [0.018]**	0.039*** [0.027]***	-0.21 (-0.20)
AROCF _{Ind} (-1 to +2)	0.046*** [0.021]***	0.017* [0.016]**	0.075*** [0.031]***	-2.26** (-1.79)*	0.062*** [0.025]***	0.036** [0.021]***	-0.96 (-0.81)	0.019 [0.019]	0.052*** [0.027]***	-1.36 (-0.83)	0.024* [0.019]*	0.055*** [0.022]***	-1.43 (-0.44)	0.017 [0.008]	0.051*** [0.022]***	-0.47 (-1.67)*
AROCF _{Ind} (-2m to 2m)	0.043*** [0.017]***	0.011 [0.013]**	0.074*** [0.026]***	-2.20** (-1.08)	0.081** [0.031]**	0.019* [0.012]*	-1.79* (-2.08)*	0.008 [0.014]	0.051*** [0.020]	-1.67* (-0.24)	0.011 [0.013]*	0.055*** [0.022]***	-1.96* (-0.77)	0.011 [0.012]	0.048*** [0.021]***	-1.68* (-0.61)
AROCF _{Firm} (-1 to +1)	0.029** [0.016]*	0.018 [0.016]	0.039 [0.012]	-0.73 [0.56]	0.039* [0.023]	0.022 [0.013]	-0.59 (-0.16)	0.036 [0.017]	0.027 [0.011]	0.32 [0.89]	0.016 [0.021]	0.033* [0.009]	-0.74 [0.93]	0.012 [0.028]	0.032* [0.013]	-0.78 [0.15]
AROCF _{Firm} (-1 to +2)	0.056*** [0.013]*	0.030* [0.018]	0.081 [-0.003]	-1.21 [0.85]	0.060 [0.005]	0.053** [0.020]	-0.14 [1.77]*	0.038 [0.016]	0.060 [0.012]	-0.47 [0.05]	0.028* [0.031]	0.066** [0.006]	-1.15 [1.61]	0.008 [0.014]	0.064** [0.013]	-1.84* (-0.34)
AROCF _{Firm} (-2m to 2m)	0.058*** [0.026]***	0.018 [0.016]	0.095 [0.044]	-2.12** (-0.44)	0.096** [0.041]	0.033* [0.021]	-1.64 (-0.54)	0.024 [0.028]	0.066*** [0.027]	-1.04 [0.11]	0.027* [0.041]	0.071*** [0.018]	-1.46 [0.68]	0.004 [0.018]	0.067*** [0.027]	-2.17** (-1.00)
No. of Obs.	109	112	-	86	135	-	41	180	-	61	160	-	32	189	-	

Note) [] is median value. Z-statistics for the difference in medians are based on the Wilcoxon rank-sum test.

***, **, and * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

<Table 14> Regression analysis of long-run operating performance

AROCF_{ind} is industry-adjusted abnormal ROCF(return of operating cash flow) which is the difference between ROCF of the sample firms and the median figure for firms with the same industry code. AROCF_{firm} is performance-adjusted abnormal ROCF which is the difference between ROCF of the sample firms and ROCF of their respective performance-matched control firms. AROCF[-2m to 2m] means 2-year average AROCF following the completion year less 2-year average AROCF preceding the completion year. Biz_D equals one if the M&A method was acquisition of business and zero otherwise. Object_D equals one if the goal of acquisition was diversification and zero otherwise. SameG_D equals one if the acquirer and the target were affiliated and zero otherwise. Tlist_D equals one if the target was listed and zero otherwise. Small_D equals one if the acquisition was small-scale merger and zero otherwise. Group_D equals one if the acquirer was one of the 55 large business groups designated by KFTC and zero otherwise. Relsize is the target's book value of assets divided by the acquirer's book value of assets. Own(large) is the ownership ratio of the largest shareholder. M/B_r is book value of equity divided by market value of equity. Debt_r is total debt divided by total assets. AnnReturn is the announcement return, CAR(-5, 1) to the acquirer. Perform(-1) is ROCF in year -1, when year 0 is the completion year of an acquisition. Variables except for dummies have been winsorized at the 2.5% and 97.5% to mitigate the effect of outliers.

	AROCF _{ind} [-2m to 2m]			AROCF _{firm} [-2m to 2m]		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Intercept (상수)	0.0406** (2.06)	-0.0104 (-0.52)	-0.0064 (-0.23)	0.0687** (2.27)	0.0134 (0.45)	0.0017 (0.03)
Biz_D	-0.0265 (-0.83)		0.0128 (0.50)	-0.0224 (-0.45)		0.0244 (0.52)
Object_D	0.0469** (2.30)	0.0451** (2.42)	0.0271 (1.64)	0.0339 (1.07)	0.0243 (0.83)	0.0073 (0.24)
SameG_D	-0.0260 (-1.31)	-0.0178 (-0.98)	0.0089 (0.55)	-0.0418 (-1.36)	-0.0340 (-1.20)	-0.0098 (-0.33)
Tlist_D	-0.0441 (-1.59)	-0.0497* (-1.90)	-0.0428* (-1.83)	-0.0563 (-1.31)	-0.0683* (-1.67)	-0.0618 (-1.45)
Small_D	-0.0185 (-0.72)		-0.0077 (-0.37)	-0.0128 (-0.32)		-0.0063 (-0.17)
Group_D	-0.0008 (-0.03)		0.0417** (2.26)	-0.0048 (-0.14)		0.0443 (1.31)
Relsize		0.0979*** (5.30)	0.0511*** (3.06)		0.0623*** (4.49)	0.0393*** (2.71)
Own(large)		0.0306 (0.73)	0.0615* (1.70)		0.1021 (1.53)	0.1427** (2.15)
M/B_r			-0.0072* (-1.75)			-0.0040 (-1.53)
Debt_r			0.0203 (0.58)			0.0120 (0.19)
AnnReturn			0.0429 (0.66)			0.0491 (0.42)
Perform(-1)			-0.5058*** (-9.32)			-0.5132*** (-5.21)
F-값 (p-value)	2.37 (0.030)	8.85 (<0.0001)	13.53 (<0.0001)	1.37 (0.235)	5.99 (<0.0001)	5.28 (<0.0001)
Adj. R ²	0.036	0.154	0.413	0.002	0.108	0.201

Note) t-statistics are provided in parenthesis.

***, **, and * denote significance at the 1%, 5% and 10% levels, respectively.

(다각화)인 경우 추정계수가 유의적인 정(+)의 값을 보여 관련합병에 비해 우수한 장기성과를 보이는 것으로 나타났다. 또한 피인수기업이 비상장인 경우, 상대규모가 클수록, 최대주주의 지분율이 높은 인수기업의 장기영업성과가 유의적으로 크게 나타나 단변량 분석의 결과와 일치했다. 통제기업조정 영업성과의 경우 추정계수의 유의성이 상대적으로 낮게 나타났으나 산업조정 및 단변량 분석 결과와 일치된 부호를 갖는 것으로 나타났다.

한편, 인수합병 전 영업성과가 인수기업의 장기영업성과를 결정하는 데 주요한 변수로 작용했다. 인수합병 전 영업성과는 후 영업성과와 절대수준으로는 정(+)의 관계이지만 영업성과의 개선도 측면에서는 달랐다. 즉, 산업조정 및 통제기업조정 모두에서 장기영업성과 개선도가 인수합병 직전 년도 영업성과 변수와 1% 수준에서 유의적인 음(-) 값을 보인 것은 경영성과가 저조한 기업이 인수합병을 통해 팔목할 수준의 성과개선을 이루었다는 점에서 인수합병의 긍정적 효과를 보여주는 의미 있는 발견이다.¹⁷⁾

또한 시가/장부가 비율 변수의 추정계수가 산업조정 및 통제기업조정에서 모두 음(-)의 값을 보였으며 산업조정의 경우 통계적으로도 유의적이었다. 이들을 종합할 때 인수합병 전 영업성과가 저조하거나 장부가치에 비해 시장가치가 낮은 저성과기업의 경우 인수합병 의사결정에 있어 긍정적 합병성과를 창출할 수 있는 피인수기업 선택을 위해 매우 신중할 것이고, 따라서 이들의 인수합병은 장기적으로 호성과를 보일 가능성이 크다고 생각해 볼 수 있다. 달리 말해서, 시가/장부가 비율이 과거의 경영성과를 나타낸다면 과거 실적이 우수한 경영자는 자신의 능력을 과신하여 최적의 인수합병 의사결정을 하지 못할 가능성이 높다는 Hayward and Hambrick(1997), Rau and Vermaelen(1998)의 연구와 일치하는 것이다.

V. 결론

기업 인수합병의 효과에 대한 기존의 실증연구들은 주로 인수합병 공시일 주변의 주가반응을 분석의 대상으로 삼았다. 그러나 인수합병이 관련기업에 미치는 영향은 장기간에 걸쳐 나타날 것이므로 인수합병이 기업가치나 경영성과에 미치는 효과를 제대로 이해하기

17) 공시효과가 합병 후 장기영업성과에 대한 기대를 효율적으로 반영하는지에 살펴보기 위해 장기영업성과 개선도를 종속변수로 공시초과수익률을 설명변수로 하는 회귀모형을 추정해본 결과 공시초과수익률은 통계적으로 유의적인 정(+)의 추정계수를 보임으로써 공시효과에는 인수합병 이후 장기영업성과 개선에 대한 기대가 어느 정도 반영되고 있음을 알 수 있었다.

위해서는 공시시점의 단기 주식성과 뿐 아니라 인수합병 완료후 장기성과를 고려해야 한다. 이에 본 논문에서는 공시효과 외에 인수기업을 대상으로 합병 완료후 2~3년 간 주식성과와 영업성과를 종합적으로 분석하고자 하였다. 본 연구는 다음과 같은 점에서 기존연구와 차별화 된다.

첫째, 표본기간을 현재와 같은 제도가 정비된 2000년 이후로 삼고 충분한 표본 수 확보에 힘썼다. 둘째, 인수합병의 수단으로써 합병 외에 영업양수와 주식취득을 연구표본에 포함시킴으로써 연구의 범위를 확장하였다. 셋째, 일반 인수합병과는 성질이 다른 우회상장을 표본에서 제외시켜 표본의 동질성을 유지하였다. 끝으로, 성과측정모형과 벤치마크 선정방식에 따라 장기성과의 차이가 커지는 문제에 대해서 다양한 접근법에 의한 결과분석에 신중을 기하였다.

연구결과를 요약하자면 다음과 같다.

첫째, 일반 인수합병에서 인수기업 주식은 공시시점에 유의적인 양(+)의 주가반응을 보이지만 인수합병 완료후 2년간 주식초과수익률은 비유의적인 음(-)이었다. 그러나 인수합병 전후 각 2년간 인수기업의 영업현금흐름수익률은 인수합병을 통해 크게 개선되었다. 즉, 인수합병 이전에 벤치마크 대비 영업성과가 저조하던 기업이 인수합병을 거치면서 벤치마크 보다 우수한 영업성과를 보임으로써 인수합병의 긍정적 효과를 확인할 수 있었다.

둘째, 연구방법에 따라 장기주식성과의 결과가 달라질 가능성에 대비해 CAR, BHAR, Fama-French의 3요인 모형 등 다양한 방법으로 초과수익률을 측정하고 단변량분석과 다중회귀분석을 병행하였는데 분석결과는 대체로 유사하였다. 인수합병의 형태별 비교에 있어서 계열간 인수합병의 경우와 인수기업이 기업집단인 경우의 장기주식성과가 비계열, 비집단 표본에 비해 유의적으로 높았다. 그러나 인수합병의 수단별 비교에서 영업양수는 합병이나 주식취득에 비해 공시효과는 유의적으로 컸지만 장기성과는 유의적인 차이를 발견할 수 없었다. 또한 인수합병 목적상 관련합병의 장기주식성과는 비관련(다각화)합병에 비해 유의적인 차이가 없었으며, 소규모합병 여부와 피인수기업의 상장여부도 장기주식성과에서 유의적인 차이를 보이지 않았다.

셋째, 인수기업의 장기주식성과는 인수합병의 공시초과수익률과 반대로 나타나는 경향이 있다. 즉, 단기 주가반응이 컸던 기업일수록 장기주식성과는 낮게 나타남으로써 장기주식수익률의 반전현상(Jegadeesh and Titman, 1993)이 인수합병 시장에도 존재함을 보여준다. 한편 공시초과수익률이 장기영업성과의 개선도에 유의적인 영향을 미치는 것으로 측정되어 공시효과에는 인수기업의 미래 영업성과 개선에 대한 기대가 어느 정도 반영되는 것으로

보인다.

끝으로, 우회상장은 공시효과부터 장기 주식성과 및 영업성과에 이르기까지 일반 인수 합병과는 확연한 차이를 보였다. 우회상장의 공시초과수익률은 일반 인수합병의 3배에 이를 정도로 컸지만 합병완료 후 2년간 BHAR은 우회상장의 경우 -56%로 저조한 반면 일반 인수합병은 유의적인 초과수익률이 발생하지 않았다. 우회상장은 인수합병 전후의 영업현금흐름수익률이 벤치마크보다 낮았으며 합병 이후 영업성과가 오히려 악화되었다. 따라서 인수합병에 관한 연구에서 일반 인수합병과 우회상장을 구분해야 함을 알 수 있었다.

한편 주식수익률을 이용한 장기성과 연구에서 유의적인 초과수익률이 존재한다는 선행연구 결과들은 시장에서의 가격결정 오류라기보다는 측정모형의 설정오류에 기인할 수도 있다는 지적이(정형찬, 2007과 2008) 최근 국내에서도 제기되고 있는바 장기주식성과 측정에 적합한 연구방법론의 개발이 더욱 필요하다고 하겠다.

<참 고 문 헌>

1. 강준구, “기업합병의 경제적 동기와 기업가치 증대요인,” 『한국금융연구원 연구보고서』, 1998.
2. 강효석 · 김성표, “인수합병 공시가 인수기업의 주주에 미치는 영향,” 『재무연구』, 제22권, 2009, 73-112.
3. 김희석 · 조경식, “합병관련기업 주주부 변화의 결정요인,” 『재무관리연구』, 제19권, 2002, 77-109.
4. 박준우, “해외인수기업의 장단기성과,” 『경영연구』, 제21권, 2006, 1-31.
5. 변진호 · 우원석, “기업 인수합병 공시에 따른 주주 및 채권자의 부의 변화에 관한 연구,” 『재무관리연구』, 제25권, 2008, 191-213.
6. 서병덕 · 신달순, “합병기업의 합병 후 장기성과에 관한 실증적 연구,” 『회계정보연구』, 제21권, 2003, 101-133.
7. 송영균 · 주상룡, “한국에서의 기업합병의 성과에 관한 연구 : Cashflow를 중심으로,” 『증권학회지』, 제10권, 1997, 71-102.
8. 신호영, “합병의 장기성과에 관한 연구,” 『회계정보연구』, 제14권, 2000, 175-187.
9. 오현탁, “합병기업의 수익률 행태와 장기적 효과,” 『재무관리연구』, 제11권, 1994, 171-189.
10. 이원흠, “내재가치를 이용한 사건연구방법론의 개발에 관한 연구 : 기업합병의 장기효과 측정을 중심으로,” 『재무연구』, 제20권, 2007, 143-183.
11. 장봉규 · 정두식, “증권거래법 개정과 합병공시효과,” 『재무관리연구』, 제21권, 2004, 59-86.
12. 정재우, “지배주주와 외부주주의 이해상충과 합병 후 장기성과,” 『회계학연구』, 제32권, 2007, 123-154.
13. 정형찬, “한국증권시장에서의 장기성과 측정모형의 검정력과 통계적 오류,” 『증권학회지』, 제36권, 2007, 237-280.
14. 정형찬, “장기성과 사건연구의 검정력 제고를 위한 통계적 검정방법,” 『증권학회지』, 제37권, 2008, 765-811.
15. 정형찬 · 박경희, “합병기업 주가의 장기성과,” 『재무관리연구』, 제16권, 1999, 83-114.
16. 조경식 · 박준철 · 김희석 · 이장형, “코스닥시장에서 합병공시가 주주부에 미치는 효과,” 『경영학연구』, 제32권, 2003, 707-732.
17. 최운열 · 이진호 · 이호선, “우회상장 규제강화의 효과 : 코스닥시장을 중심으로,” 『2008

- 년 한국증권학회 제1차 정기학술발표논문』, 2008. 317-341.
18. Agrawal, A., J. Jaffe, and G. Mandelker, "The Post-Merger Performance of Acquiring Firms : A Reexamination of an Anomaly," *Journal of Finance* 47, 1992, 1605-1621.
 19. Bae, K., J. Kang, and J. Kim, "Tunneling or value added? Evidence from mergers by Korean business groups," *Journal of Finance* 57, 2002, 2695-2740.
 20. Barber, Brad M. and John D. Lyon, "Detecting Long-Run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics," *Journal of Financial Economic* 43, 1997, 341-372.
 21. Bouwman, C., K. Fuller, and A. Nain, "Market Valuation and Acquisition Quality: Empirical Evidence," *The Review of Financial Studies* 2007.
 22. Bradley, M., A. Desai, and E. H. Kim, "The rationale behind inter-firm tender offers: Information or synergy?", *Journal of Financial Economics* 11, 1983, 183-206.
 23. Bruner, R., "Where M&A Pays and Where it Strays : A Survey of the Research," *Journal of Applied Corporate Finance* 16, 2004.
 24. Cornett, M. M. and H. Tehranian, "Changes in corporate performance associated with bank acquisitions," *Journal of Financial Economics* 31, 1992, 211-234.
 25. Fama, E. and K. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics* 33, 1993, 3-56.
 26. Fuller, K., J. Netter, and M. Stegemoller, "What do returns to acquiring firms tell us? Evidence from firms that make many acquisitions," *Journal of Finance* 57, 2002, 1763-1793.
 27. Ghosh, A., "Does operating performance really improve following corporate acquisitions?," *Journal of Corporate Finance* 7, 2001, 151-178.
 28. Hayward, M. and D. Hambrick, "Explaining the premiums paid for large acquisitions: evidence of CEO hubris," *Administrative Science Quarterly* 42, 1997, 103-127.
 29. Hazelkorn, T., M. Zenner, and A. Shivedasani, "Creating Value with Mergers and Acquisitions," *Journal of Applied Corporate Finance* 16, 2004.
 30. Healy, P. M., K. G. Palepu, and R. S. Ruback, "Does Corporate Performance Improve After Mergers?," *Journal of Financial Economics* 31, 1992, 135-175.
 31. Heron, R. and E. Lie, "Operating Performance and the Method of Payment in Takeovers," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37, 2002, 137-155.

32. Jegadeesh, N. and S. Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers : Implications for Stock Market Efficiency," *Journal of Finance* 48, 1993, 65-91.
33. Jensen, M. C., "The Takeover Controversy : Analysis and Evidence," *The Midland Corporate Finance Journal* Summer 1986, 3-43.
34. Leland, H. and D. Pyle, "Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation," *Journal of Finance* May 1977.
35. Loderer, C. and K. Martin, "Postacquisition performance of acquiring firms," *Financial Management* 21, 1992, 69-79.
36. Loughran, T. and J. Ritter, "The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings," *Journal of Finance* 52, 1997, 1823-1850.
37. Loughran, T. and J. Ritter, "Uniformly Least Powerful Tests of Market Efficiency," *Journal of Financial Economics* 55, 2000, 361-389.
38. Loughran, T. and A. Vijh, "Do Long-Term Shareholders Benefit from Corporate Acquisition?," *Journal of Finance* 52, 1997, 1765-1790.
39. Lyon, J., B. Barber, and C. Tsai, "Improved Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns," *Journal of Finance*, 1999, 165-201.
40. Mitchell, M. and E. Stafford, "Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance," *Journal of Business* 73, 2000, 287-329.
41. Moeller, S. B., F. P. Schlingemann, and R. Stulz, "Firm size and the gains from acquisitions", *Journal of Financial Economics* 73, 2004, 201-228.
42. Mueller, D., The Determinants and Effects of Mergers: An International Comparison, 1980, Cambridge, MA : Oelgeschlager, Gunn and Hain.
43. Parrino, J. D. and R. Harris, "Takeovers, management replacement, and post acquisition operating performance : Some evidence from the 1980s," *Journal of Applied Corporate Finance* 11, 1999, 88-97.
44. Rau, P. R. and T. Vermaelen, "Glamour, Value and the Post-aquisition Performance of Acquiring Firms," *Journal of Financial Economics* 49, 1998, 223-253.
45. Servaes, H., "Tobin's Q and the Gains from Takeovers," *Journal of Finance* 46, 1991, 409-419.
46. Shleifer, A. and R. Vishny, "Stock Market Driven Acquisitions," *Journal of Financial Economics* 70, 2003, 295-311.

< Abstract >

Long-Run Performance of Mergers and Acquisitions in Korea

Hyosuk Kang^{*}, Sungpyo Kim^{**}

This paper examines a large sample of M&As conducted since the financial crisis in late 1990s in order to investigate the post merger performance of acquiring firms in Korea. We try to get the sufficient sample size by including ‘acquisition of business’ and ‘acquisition of stock’, as well as ‘merger’ in our sample M&A firms. However, we exclude from our sample the backdoor listings that are fundamentally different from ordinary M&As in order to enhance the sample homogeneity. Most of existing empirical studies fail to distinguish backdoor listings from ordinary M&As in sample selection. In our preliminary analysis, the announcement returns and post-acquisition performance of backdoor listings are significantly different from those of ordinary M&As. The final sample consists of 221 ordinary M&As announced and completed by non-financial companies listed in the Korea Exchange (KRX) from January 2000 to December 2006. Given well-known controversies concerning the long-run performance which tends to be affected by the model specification and the choice of benchmarks, we use various test methods to assure the validity of long-run performance. We measure the acquirer’s long-run stock performance (CARs, BHARs) and operating performance (AROCFs; abnormal return on operating cash flow) as well as short-run announcement returns. We also conduct our analysis both in a univariate setting and in a multivariate framework in which we control for other factors that may affect the post-acquisition performance. Our major findings are as follows.

First, with all significant positive announcement returns, long-run stock performance on average is not significantly different from zero in the two years following the acquisition. But the acquirer’s long-run operating performance significantly outperforms the benchmark. That is, the acquirer

* Corresponding Author, College of Business Administration, Hankuk University of Foreign Studies
(Tel : 82-2-2173-3080, E-mail : hskang@hufs.ac.kr)

** Research Fellow, Samsung Economic Research Institute(Tel : 82-2-3780-8367,
E-mail : sp.kim@samsung.com)

with relatively poor AROCF over the two years before the acquisition shows significant improvement in AROCF over the two years after the acquisition.

Second, contrary to announcement returns, acquiring shareholders in affiliated mergers and large business group earn significantly higher long-run abnormal returns compared to their counterparts. However, we find no significant difference in long-run performance among M&A methods, despite significantly higher announcement returns to acquisitions of business. Furthermore, there are no significant differences in long-run stock performance whether the acquisition is a diversifying or small-scale one or not, and whether the target firm is listed or not.

Third, acquiring firms in diversifying mergers and unlisted targets show significantly higher long-run operating performance than those of nondiversifying mergers and listed targets. The relative firm size of the target is positively related with the acquirer's operating performance.

Lastly, long-run stock performance tends to move opposite to announcement returns, which may imply a manifestation of 'long-term return reversals' in the merger and acquisition market. We also find the possibility of announcement returns to reflect the market expectation on long-run operating performance of acquiring firms.

Key words : Mergers, Acquisitions, Announcement Effects, Long-run Stock Performance, Long-run Operating Performance

JEL Classification : G14, G34